

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA - UFPB
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS - CCSA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Ciências Econômicas

**TRÊS ENSAIOS SOBRE
ESTABILIDADE DE SÉRIES
ECONÔMICAS: MÉTODOS DE
ESTIMAÇÃO ECONOMETRICA
DE VOLATILIDADE**

Felipe Araujo de Oliveira

Trabalho de Graduação

JOÃO PESSOA
24/10/2017

UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA - UFPB
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS - CCSA
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA

Felipe Araujo de Oliveira

**TRÊS ENSAIOS SOBRE ESTABILIDADE DE
SÉRIES ECONÔMICAS: MÉTODOS DE
ESTIMAÇÃO ECONOMETRICA DE
VOLATILIDADE**

*Trabalho apresentado ao Programa de Ciências Econô-
micas do DEPARTAMENTO DE ECONOMIA da UNI-
VERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA - UFPB como
requisito parcial para obtenção do grau de Bacharel em
Ciências Econômicas.*

Orientador: *Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia*

JOÃO PESSOA
24/10/2017

Dados Internacionais de Catalogação na Publicação (CIP)

A658t Araujo de Oliveira, Felipe .

Três Ensaio sobre Estabilidade de Estabilidade de Séries Econômicas:
Métodos de Estimação Econométrica de Volatilidade / Felipe Araujo de
Oliveira. – João Pessoa, 2017.
187f.: il.

Orientador(a): Profº Dr. Sinézio Fernandes Maia.

Trabalho de Conclusão de Curso (Ciências Econômicas) – UFPB/CCSA.

1. Política Monetária e Fiscal . 2. Previsão de risco. 3. Transmissão de
risco. 4. Quebras estruturais. 5. Séries temporais. I. Título.

UFPB/CCSA/BS

CDU:33(043.2)

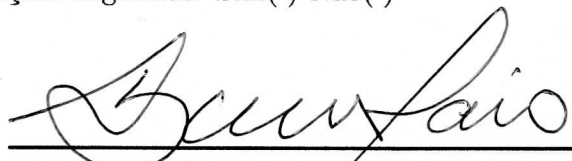
Gerada pelo Catalogar - Sistema de Geração Automática de Ficha Catalográfica do
CCSA/UFPB, com os dados fornecidos pelo autor(a)

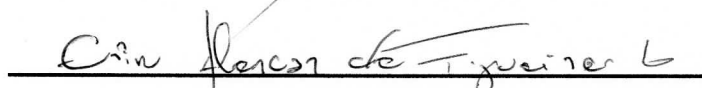
UNIVERSIDADE FEDERAL DA PARAÍBA
CENTRO DE CIÊNCIAS SOCIAIS APLICADAS
DEPARTAMENTO DE ECONOMIA


Comunicamos a Coordenação de Monografia do Curso de Graduação em (Bacharelado) que a monografia do aluno Felipe Araujo de Oliveira, matrícula 11316757, intitulada **“Três Ensaios Sobre Estabilidade de Séries Econômicas: Métodos de Estimação Econométrica de Volatilidade”** foi submetida a apreciação da comissão examinadora, composta pelos seguintes professores: Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia (Orientador); Prof. Dr. Cássio da Nóbrega Besarria (Examinador); Prof. Dr. Erik Alencar De Figueiredo (Examinador), no dia 24/10/2017, às 14:30 horas, no período letivo de 2017.1. A monografia foi Aprovada pela Comissão Examinadora e obteve nota: (10,0) dez

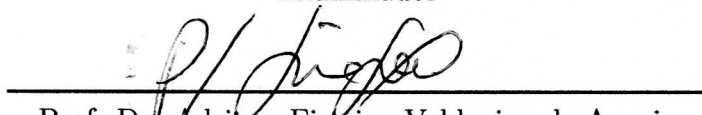
Reformulações sugeridas: Sim() Não()

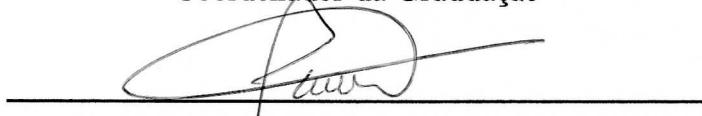
Atenciosamente,

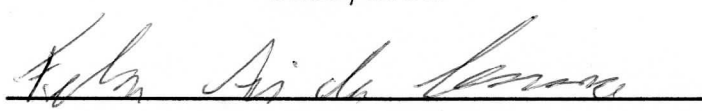

Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia
Orientador


Prof. Dr. Erik Alencar De Figueiredo
Examinador


Prof. Dr. Cássio da Nóbrega Besarria
Examinador


Prof. Dr. Adriano Firmino Valdevino de Araujo
Coordenador da Graduação


Prof. Dr. Paulo Amilton Maia Leite Filho
Chefe do Departamento
CCSA/UFPB


Felipe Araujo de Oliveira
Aluno

*À minha mãe pela energia, ao meu pai por sonhar
grande, ao meu irmão pela contínua mentoria, ao meu
tio pela tecnologia; e, a todos os treinadores que
acreditaram em mim, mesmo quando nem eu mesmo
acreditei.*

Agradecimentos

Em 2009 tive a oportunidade de retornar à cidade onde vivi a infância na Espanha, pude testemunhar os efeitos da crise *subprime* em um país que experimentava os melhores momentos de sua história alguns anos antes. Em 2013, no Brasil, fui obrigado a dar meia volta e retornar para casa enquanto tentava ir a mais um treino em Recife devido aos protestos das "Jornadas de Junho". No momento, no meu entender, não eram claras as causas e consequências das decisões tomadas em boutiques de investimento, nos gabinetes de Brasília ou nos corredores do Banco Central.

Foi com o objetivo de entender o mundo que escolhi estudar economia. As lentes da teoria me ajudaram a organizar o pensamento no momento de encarar as evidências. Com a econometria os dados tomam forma e mostram o limite da verdade ou do que sabemos. Nesses últimos 5 anos, as consequências da condução da Política Econômica no Brasil, e dos exageros que levaram à crise subprime nos Estados Unidos constituíram meu laboratório de estudo.

Os custos sociais brutais desses eventos relevam ainda mais a importância de se estudar Macroeconomia e Economia Financeira hoje. A Macroeconomia, em especial, vem sendo discutida e rediscutida no pós 2008. Entre as pautas, está o papel central do mercado financeiro, a precificação de ativos e a natureza das flutuações econômicas. Mais especificamente os canais de transmissão da Política Monetária, as relações de causalidade entre as variáveis, o tamanho do balanço dos Bancos Centrais. Pelo lado fiscal, o papel dos multiplicadores e estabilizadores, razão ótima entre dívida/PIB. Ainda, o grau de interdependência entre a Política Monetária e a Fiscal, em economias com as mais diversas características e que encontram nos títulos públicos, denominador comum na execução das políticas econômicas.

Os modelos de gerenciamento de risco também são desafiados após a crise financeira. As limitações e o excesso de pressupostos da modelagem convencional de risco de crédito, operacional e financeiro aceleraram uma revolução já em curso no mercado. Hoje é crescente a procura pelo que se denominou de *quants*. Profissionais, que possuem em sua maioria formação de PhD ou mestrado com elevada carga quantitativa e computacional. Existem hoje em Bancos de Investimento ou hedge funds, departamentos inteiros repletos desses profissionais, incumbidos de modelar o mundo financeiro para proteger a riqueza dos seus clientes. A Professora Carol Alexander, hoje na University of Sussex, compara o momento que vivemos nesse nicho, com o desenvolvimento que experimentava a medicina no século XVIII. Aprendemos a mensurar melhor, identificamos onde erramos e estamos propondo métodos mais confiáveis.

Esta seria uma introdução deslocada para os agradecimentos de uma monografia de

graduação, se não carregasse o significado que atribuo ao economista, e à minha trajetória de formação. Ele é antes de tudo, um profissional perspicaz e atento às evidências e os comportamentos. Astuto no manejo dos dados, e que coloca em suas decisões não só os manuais, como também uma carga de leitura que vai de Raymundo Faoro ou Sérgio Buarque de Holanda, até o Teorema Fundamental do Cálculo ou de Chapman-Kolmogorov. Em suma, o papel social do economista é abstrair a sociedade, em todas as suas dissonâncias e construir uma interface, para que as pessoas entendam as causas e consequências das decisões tomadas. Método e evidência devem andar juntos.

Hoje, mais do que nunca, sou grato à UFPB por proporcionar experiências que contribuíram para o meu amadurecimento. A interdisciplinaridade que o Campus I guarda, promoveu um ambiente de discussão e compreensão das diferentes ciências. Os que me conhecem, sabem o quão crítico sou do sistema educacional no Brasil. A ênfase dada à técnica, com pouco apelo ao propósito, apenas distancia a universidade da sociedade.

Há algumas semanas fui a São Paulo participar de um evento de roda de papo com executivos do BTG Pactual, Itaú, Stone, Citi Bank, entre outros. Quando os questioneei acerca da validade da universidade para o mercado. O olhar inicial era de desdém. O mercado olha a universidade com desconfiança, e não à toa. A universidade no Brasil se distancia da sociedade de modo geral. Interage pouco e pesquisa pouco sobre os problemas mais rotineiros da população. Diferente de em outros países, nos quais não é raro encontrar PhD's em áreas estratégicas de Banco de Investimentos ou até mesmo uma conexão mais intensa entre universidade e mercado. A pesquisa abstrata é vista como status nos corredores da academia, enquanto que a pesquisa aplicada é vista como estudo de caso. O pesquisador Samuel Pessoa lembrou de forma brilhante em entrevista certa vez, que em Stanford, no mesmo ano que surgiu o Google na Universidade de Stanford, três professores da mesma, receberam também o Nobel em Física.

Não obstante, foi na extensão universitária que encontrei propósito nesse período. É com esse sentimento, que sou especialmente grato ao Prof. Dr. Sinézio Fernandes Maia por me acolher como bolsista após encerrar uma curta carreira como atleta. Durante quase 5 anos, o tive como orientador; e, como os melhores treinadores que tive, acreditou em mim, quando nem eu mesmo acreditei. Sem dúvidas, um enérgico professor, com práticas modernas de ensino. Um caçador de talentos nato, motiva, questiona e desafia. A evolução que tive sob sua mentoria foi melhor do que esperava.

Em suas aulas de econometria tive a oportunidade de observar pela primeira vez, os dados e a teoria ganhando forma. Já, como ouvinte, na turma de economia financeira, pude aprofundar meus conhecimentos em finanças. Me debruçando sobre as obras de autores como Knight, Keynes, Markowitz ou Engle. Pude produzir análises quantitativas e debater com professores e pesquisadores em eventos pelo Brasil, enriquecendo, evidentemente, a minha formação. Antes mesmo de ingressar no curso de Economia, meu primeiro contato com o Professor Sinézio foi ao participar de seu Projeto de Extensão "Sala de Ações". Esse ano o Projeto completa 10 anos de aniversário. Dessas, participei intensamente de atividades de extensão, sempre estudando e discutindo o mercado financeiro por 5 anos. Ao contrário do ensino convencional, um Projeto de Extensão do porte da Sala de Ações, proporciona uma estrutura moderna de aprendizado por meio do fazer – o propósito

vem antes do teorema. Nele, além de desenvolver minhas capacidades analíticas, tive a oportunidade de desenvolver habilidades de comunicação interpessoal e de liderança. Participei do desenvolvimento de: i) um aplicativo de finanças pessoais, chamado EducaSA; ii) seminários, em conjunto com o PPGE para discussões acadêmicas de finanças; iii) do escritório financeiro, que promove consultorias para resolver problemas financeiros; iv) organização e apresentação em eventos, que ao todo contabiliza o impacto de mais de 3.000 pessoas, e; iv) treinamentos de Educação Financeira.

Ainda no campo da prática, agradeço também ao hoje analista da Eleven Financial, Raphael Figueiredo pelas conversas e insights. As discussões, ainda que rápidas, da *Risk Manager* do Goldman Sachs, Andrezza Barbosa, me ajudou a descobrir e me interessar por uma área emergente na modelagem de risco, “risk of models risk” – presente de maneira ainda arcaica no segundo capítulo. Devo agradecimento também a Luis Gaião, assessor de investimentos da Financial Partners em João Pessoa. Nossas contínuas conversas e parceria me ensinaram muito sobre o mercado financeiro no balcão e na mesa de operação.

Olhando para trás, é fácil notar o papel decisivo que essas experiências tiveram na minha formação. Foi a maneira que encontrei de colocar um pé no mercado, ao mesmo tempo em que aprofundava meus conhecimentos na academia. Desse modo, sou duplamente grato ao Professor Sinézio, e estendo o agradecimento ao Professor Luiz Felipe Pontes, hoje vice-coordenador do Projeto. Apesar do pouco contato durante a vida acadêmica, pude perceber o quanto gosta de ser professor e a capacidade fina que tem de tratar a todos de modo igual.

Nesses 5 anos, tive a oportunidade de conhecer pessoas brilhantes no projeto. Meu primeiro contato foi com o hoje professor, Rodrigo Leite e o contador Fábio Alves, a energia de ambos me contagiou a fazer parte do grupo. Depois de retornar de um afastamento do projeto, tive convívio mais intenso com os hoje economistas Diego Pitta, Denise Oliveira, Luana Rodrigues, Raquela Ramalho ao concluinte André Jaime e à hoje auditora da *Ernst&Young* Luísa Yanaguibashi. As iniciativas que desenvolvemos, ao meu ver, colocaram um Projeto em um nível mais elevado de contribuição à sociedade e sem a companhia de vocês os dias na universidade não seriam tão divertidos. Agradeço também aos egressos Barbara Simão, Vitor Morosine, Talita Thuane pela parceria e contínua troca de experiências. Aos que ainda participam hoje, sou grato por me ajudarem a desenvolver a iniciativa do escritório financeiro, e os aplicativos financeiros. Além de participarem das discussões sobre finanças e economia intensamente.

É importante ressaltar, que sob a tutela do Professor Sinézio, pude desenvolver pesquisas, as quais, em parte, são insumo dessa monografia. Esses trabalhos me proporcionaram a experiência de aprofundar meus conhecimentos em economia financeira, além de participar de eventos importantes no âmbito acadêmico. Pude participar dos principais eventos acadêmicos de finanças, estatística e economia.

Isso abre espaço para que agradeça ao Professor Dr. Cássio Besarria por contribuir nas discussões de trabalhos que desenvolvi. Seus insights e conhecimento econométrico me ajudaram a refletir com maior profundidade sobre os temas discutidos. Sem dúvida, isso só seria possível devido a acessibilidade e o interesse que tem pelos problemas acadêmicos dos alunos.

Aproveito para estender meu agradecimento ao Prof. Dr. Erik Alencar de Figueiredo, por participar da banca examinadora e ter sido sempre solícito; e, todo o quadro de docentes do Departamento de Economia, sem dúvida, o rigor acadêmico exigido contribuiu para a minha formação. Aos funcionários do centro, devo também um agradecimento, em especial, a Vânia Uchoa, pela assessoria burocrática a todo momento e pelo apoio aos eventos que organizei pela Sala de Ações. Agradeço também ao quadro de funcionários da limpeza representados pelo Sr. Adelmo e Antônio, sem eles a organização dos eventos seria mais difícil.

Sem apoio da minha mãe, não seria possível manter uma rotina intensa de atenção apenas à universidade; me ensinou a aprender a gostar do que não gosto. Para ela vai então meu agradecimento especial. Também ao meu irmão, pela mentoria contínua, fornecimento de livros e apoio a todas minhas empreitadas. A meu tio pela tecnologia e as provocações intelectuais. Ao meu pai agradeço por me ensinar o valor da leitura. Enquanto, na categoria de base (aos 11 anos) quando atleta, os meus colegas apenas repetiam exercícios. Eu já conseguia montar treinos para corrigir minhas fragilidades. Na primeira série fui terceiro colocado no concurso de leitura da turma, no ano seguinte fui campeão com 36 livros lidos, resumidos e apresentados no período letivo. Devo isso a seu incentivo.

Quando treinei com Janeth Arcain, era comum ouvir dela: “De mais um, mundo está cheio. Seja único!”. Nesse sentido, agradeço não só a ela e à então minha diretora e agente, Karine Batista, mas a todos os treinadores, que me trataram sempre como único. Em especial, a Pepe e Lolo, meus primeiros treinadores na Espanha. A Webster Oliveira e Adriano Lucena, por me receberem quando voltei da Espanha. Um abraço especial a Janaina Chianca e Kathia Costa pelo apoio incondicional e por brigarem constantemente por mim. Já em São Paulo, tive a oportunidade de aprender enormemente com Luis Cardoso e com o preparador físico Igor Cruz no CFE Janeth Arcain. Ainda em Santo André, fui muito bem recebido pelo treinador Jânio Quadros, Luis Spiller, e Cássio Pereira e sua família. Em meio a altos e baixos amadureci enormemente sendo capitão com o treinador Rogerinho Martins. Agradeço também a Beto Jayme, pela confiança, quando me encarregou de ser seu capitão no Palmeiras. Nas passagens por seleções paraibana e brasileira, tive sempre o olho atento e confiança de Eduardo Schafer, que nunca mediu esforços para me colocar em quadra; e, ao técnico José Neto.

A todos os colegas e amigos que dividiram quadras e salas de aula comigo, expresso aqui também meu agradecimento, vou me dar o direito de não citar nomes, seria uma injustiça se esquecesse algum. Para os que eventualmente venham a ler essa monografia, e estejam iniciando sua vida acadêmica, minhas dicas são: esteja faminto e faça o que gosta. Nas palavras do Nobel em física Richard Feynman:

“Fall in love with some activity, and do it! Nobody ever figures out what life is all about, and it doesn’t matter. Explore the world. Nearly everything is really interesting if you go into it deeply enough. Work as hard and as much as you want to on the things you like to do the best. Don’t think about what you want to be, but what you want to do. Keep up some kind of a minimum with other things so that society doesn’t stop you from doing anything at all.”

*"Yo soy yo y mi circunstancia,
y si no la salvo a ella no me salvo yo."
JOSÉ ORTEGA Y GASSET
(Meditaciones del Quijote, 1914)*

*"Explore the world. Nearly everything
is really interesting if you
go into it deeply enough."
RICHARD FEYNMAN*

*"A palavra produtividade só aparece uma vez no texto constitucional;
as palavras usuário e eficiência figuram duas vezes;
fala-se em garantias 44 vezes, em direito, 76 vezes,
enquanto a palavra deveres é mencionada apenas quatro vezes."
ROBERTO CAMPOS
(sobre a Constituição Federal de 1988)*

*Come writers and critics who prophesize with your pen
And keep your eyes wide, the chance won't come again
And don't speak too soon for the wheel's still in spin
And there's no tellin' who that it's namin'
For the loser now will be later to win
For the times, they are a-changin'
—BOB DYLAN (The Times They Are A-Changin')*

Resumo

O objetivo dessa monografia foi abordar a conexão entre risco financeiro, economia e política. As oscilações de preços não só carregam consigo expectativas dos agentes, como têm consequências importantes na economia real. Nesse sentido, o primeiro ensaio foi uma abordagem de teoria econômica, que busca avaliar se a condução da Política Fiscal por meio de Dívida Pública foi sustentável entre 1999 e 2016. Por meio de um VECM, pôde-se concluir que o governo não esteve comprometido em estabilizar a relação dívida/PIB no período, intercalando momentos de alta e baixa incerteza na condução da política econômica. O segundo ensaio diz respeito à incerteza inerente à previsão de risco financeiro. Nesse sentido, é testada a precisão dos principais modelos de volatilidade condicional, com diferentes especificações e distribuições de probabilidade. Os resultados sugerem que o gestor de risco deve ter cautela no momento da escolha da distribuição de probabilidade assumida, incorrendo no erro de subavaliar o risco constantemente. Por fim, o terceiro ensaio busca estabelecer as conexões entre as variáveis relevantes para explicar o risco de mercado experimentado pela bolsa brasileira entre 2014 e 2016. Nesse período houve eleição presidencial no Brasil, impeachment, rebaixamento de nota de crédito, eleição presidencial nos EUA, BREXIT e choque de commodities. Os resultados a partir de uma modelagem MGARCH-BEKK, DCC e t-Copulas sinalizam que não só a política, e os fundamentos econômicos importam para explicar o risco nesse período, como também políticas monetárias não convencionais e o rebalanceamento das carteiras por parte de investidores internacionais. Ademais, foi possível identificar que o Brasil tem o papel de intermediário de transmissão de risco para o mercado de petróleo e ferro.

Palavras-chave: Política Monetária e Fiscal; Previsão de risco; Transmissão de risco.

Abstract

This monograph aims to assess the interconnectedness between risk management, economics and politics. The swings in market prices not just carry out expectations about the market, as they have important consequences in the real economy. In this sense, the first essay is an economic theory approach that has the objective to evaluate the willingness of the government to maintain a sustainable public debt in the sample that goes from 1999 to 2016. The main results using a VECM attest to an irresponsible fiscal authority in this period, that had its restrictions attained due randomness. The second essay refers to the idiosyncratic uncertainty inherent in market risk forecasting. Therefore, are tested the precision of the main conditional volatility models, given different specifications and probability distributions. The risk of risk models is in uptrend interest by literature and markets given the problems of sub estimation of risk observed. The outcome of the exercise done here appoint the risk manager must face a cautious behavior when choosing the probability distribution assumptions. Finally, the third essay stablish a connection among relevant variables to explain market risk in Brazilian stock market in the period between 2014 e 2016. This period is marked by presidential elections in Brazil, impeachment, downgrade in country risk, presidential elections in USA, BREXIT, and commodities shock. Using MGARCH-BEKK, DCC and t-Copulas modelling, the results suggest not just politics and economic fundamentals matter to explain risk to Brazil. However, unconventional monetary policies by FED and portfolio rebalancing by investors are also important. Moreover, was possible to identify the existence of a risk transmission path between Brazil's stock market and, oil and iron ore.

Keywords: Monetary and Fiscal Policy; Risk Forecasting; Risk Transmission.

Sumário

Introdução	1
1 Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira	5
Introdução	5
1.1 Contextualização Histórico-Econômica	7
1.2 Literatura de Coordenação de Políticas Monetária e Fiscal	12
1.3 Revisão da Literatura Teórica	16
1.4 Metodologia: Estratégia Empírica	32
1.4.1 Modelagem Teórica	32
1.4.2 Modelagem Econométrica	38
1.4.2.1 Modelo de Correção de Erros	41
1.4.2.2 <i>Markov Switching</i> VECM	43
1.4.3 Testes de Quebra Estrutural	44
1.4.4 Estratégia Empírica: Modelo econométrico e dados	47
1.5 Resultados e discussão	50
1.5.1 Cointegração	50
1.5.2 Vetor de Correção de Erros - VECM	51
1.5.3 Robustez dos resultados: Estabilidade das séries	53
1.5.4 Coeficientes variáveis: MS-VECM	56
1.6 Conclusão	59
2 Incerteza na Previsão de Risco de Mercado Antes da Crise do <i>Subprime</i>	63
Introdução	63
2.1 Metodologia	65
2.1.1 Risco: Definição e mensuração	65
2.1.2 Modelos de Volatilidade Condicional	67
2.1.3 Diagnóstico dos Modelos	69
2.1.4 Backtesting	70
2.2 Resultados	71
2.2.1 Dados e contexto	71
2.2.2 Precisão da Variância Condicional	73
2.2.3 VaR Backtesting	76
2.3 Conclusão	77

3 Qual a Informação é Importante para a Propagação de Risco de Mercado no Brasil?	79
Introdução	79
3.1 Dados e contexto	83
3.2 Metodologia	86
3.3 Resultados	90
3.3.1 Dinâmica da Volatilidade no Brasil	90
3.3.2 Correlação Dinâmica	92
3.3.3 Transmissão de risco bivariada	96
3.3.4 Transmissão de risco trivariada	99
3.4 Conclusão	101
Conclusão	103
A Apêndice - Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira	105
B Apêndice - Incerteza na Previsão de Risco	121
C Apêndice - Transmissão de Risco - MGARCH-BEKK, DCC, t-Copulas	143

Lista de Figuras

1.1	IPCA vs Selic (%) (2007-2017)	11
1.2	Variáveis fiscais em nível (% PIB) (1999-2016)	49
1.3	MSIH(2)-VECM(2)- Probabilidade de Transição suavizada vs NFSP	59
2.1	Bovespa e Dow Jones preços e log dos retornos – Period: jan/2002 to dec/2008	72
3.1	Preço e log retornos do Bovespa Period: jan/2014 to dec/2016	85
3.2	Volatilidade com base nos modelos GARCH Bovespa – jan/2014 to dez/2016	92
3.3	Dynamic Correlations of all variables vs Bovespa - Period: jan/2014 to dec/2016	95
A.1	Efetividade da Política Fiscal	106
A.2	Credit Default Swap (CDS) 5y - (2007-2017)	107
A.3	Variáveis fiscais dos modelos estimados (desvio %PIB) (1999-2016)	108
A.4	Densidade da Dívida Bruta do Governo Geral em nível, em % PIB, em Desvio) (1999-2016)	109
A.5	Rúbricas fiscais (R\$ milhões) (1999-2016)	110
A.6	Variáveis fiscais (%PIB) (1999-2016)	111
A.7	Rúbricas fiscais (R\$ milhões) (1999-2016)	112
A.8	Rúbricas das Despesas (R\$ milhões) (1999-2016)	113
A.9	Rúbricas da Receita (R\$ milhões) (1999-2016)	114
A.10	Variáveis fiscais (R\$ milhões)(1999-2016)	115
A.11	Variáveis fiscais (%PIB) (1999-2016)	116
A.12	MSI(3)-VECM(2) Probabilidade de Transição suavizada vs NFSP	117
B.1	Bovespa e Dow Jones Correlogramas – Período: jan/2002 to dez/2008	123
C.1	Híato do Produto, Índice CRB e IBovespa - Desvio Mensal (2014-2016)	149
C.2	Séries de retornos de BR Bonds e Commodities Agrícolas Período: jan/2014 to dez/2016	151
C.3	Séries de retornos de US Bonds, CDS e Metais - Período: jan/2014 to dec/2016	152
C.4	Volatilidades ARMA(1,1)-GARCH(1,1) - Período: jan/2014 to dec/2016	153

Lista de Tabelas

1.1	Teste de Cointegração de Johansen (1991)	51
1.2	Estimação do Modelo de Correção de Erros	52
1.3	Testes de Raiz Unitária ¹²	54
1.4	Teste de quebras múltiplas de Bai e Perron (1998, 2003)	54
1.5	Teste de quebra estrutural Lee e Strazicich (2003)	55
1.6	Teste de quebra estrutural Zivot e Andrews (2002)	55
1.7	Seleção do melhor modelo e teste LR de linearidade	56
1.8	Modelo MSIH(2)-VECM(2)	58
2.1	Estatística Descritiva do Bovespa e do Dow Jones em Log dos retornos - 02/01/2002 até 31/12/2007	73
2.2	Medidas de Precisão para as previsões para o Bovespa fora da amostra	74
2.3	Medidas de Precisão para as previsões para o Dow Jones fora da amostra	75
3.1	Estatística Descritiva Log dos retornos – Período: jan/2014 to dez/2016	84
3.2	Parâmetros dos modelos GARCH - Bovespa – Período: jan/2014 to dez/2016	91
3.3	Meia vida dos choques de volatilidade no Brasil em dias – Período: jan/2014 to dez/2016	91
3.4	Correlação Dinâmica da Bovespa vs US Bonds, S&P 500 e CDS 5y Brasil	93
3.6	Dynamic Correlation of Bovespa vs Agriculturals	94
3.5	Dynamic Correlation of Bovespa vs Metals	94
3.7	Estimação Bivariada – BEKK(1,1) com relação ao Bovespa – Período: jan/2014 a dez/2016	97
3.8	Estimation of the Trivariate – BEKK(1,1) relative to Bovespa – Period: jan/2014 to dec/2016	100
A.1	Estatística Descritiva	106
A.2	Modelo MSI(2) - VECM(2)	118
A.3	Modelo MSI(3)-VECM(2)	119
B.1	Backtesting of GARCH(1,1) - VaR models to Bovespa and Dow Jones	124
B.2	Significância dos Parâmetros e critério da informação das diferentes especificações da Família GARCH	125

Introdução

Quando políticos discursam, os mercados reagem. Hoje, mais do que nunca a interseção entre economia, política e mercado financeiro ganha relevância¹²; isso se dá pois as oscilações de preços sinalizam expectativas para ofertantes e demandantes de diferentes mercados. Com o amadurecimento dos mercados de capitais e de derivativos ao redor do mundo, riscos de crédito ou de liquidez são transferidos entre os agentes por meio de inovações financeiras. Como corolário, esses riscos são cada vez mais risco de mercado.

Essa é a característica das novas ferramentas financeira que podem ser exemplificadas pelo comportamento do *Credit Default Swap* (CDS) A.2 com maturidade de 5 anos vide anexo A. Esse produto corresponde a um seguro, transacionado entre instituições financeiras, que garante ao segurado o recebimento de parte do montante investido em caso de default por parte do governo. Como consequência, uma maior probabilidade de insolvência devido a instabilidade econômica e política, é sentida e rapidamente precificada pelos *swaps*.

O spread do CDS cresceu fortemente a partir de 2014, ano de eleições presidenciais no Brasil, tendo seu pico, aproximadamente no período de impeachment da então Presidente, Dilma Rousseff. Depois, o prêmio por adquirir dívida Brasileira assume tendência de baixa. No Apêndice 1.1 é explicado com mais detalhes que o diagnóstico da crise política e econômica no Brasil, têm como choque inicial o problema fiscal. Com os mercados financeiros mundiais cada vez mais interligados, a execução das Políticas Monetária e Fiscal influem no sentimento dos investidores, e consequentemente na capacidade de financiamento dos governos.

Considera-se que, o evento de dimensão global mais importante nos últimos 20 anos seja a crise financeira do *subprime*. Alterou-se a dinâmica econômica, financeira e política até então existente. As implicações são importantes para as análises econométrica e estatística, uma vez que mudanças institucionais, no comportamento ou na incerteza dos agentes econômicos resultam em quebras estruturais e em instabilidades nas séries econômicas.

A preocupação com os efeitos da existência de quebras estruturais para a tomada de decisão dos agentes, em especial do *Policy Maker*, remonta à crítica de Lucas (1976)

¹Ver Pástor e Veronesi (2013); Kelly, Pástor e Veronesi (2016); Pastor e Veronesi (2017).

²O Departamento de Economia da Universidade de Chicago lançou recentemente um projeto de pesquisa que objetiva mensurar os impactos econômicos da incerteza política. Dentre as discussões propostas está também a relação entre Finanças e Política, tendo entre seus principais proponentes o Prof. Andrés Zingales e Pietro Veronesi. Ver em <<http://bfi.uchicago.edu/news/series-price-policy-uncertainty/can-we-put-cost-losses-political-uncertainty>> "Becker Friedman Institute"

em *Econometric policy evaluation: A critique*; e, em abordagem econométrica, a Perron (1989), ao encontrar evidências da existência de ao menos uma quebra estrutural gerar inconsistências nos estimadores. Consequentemente, a presença de quebras estruturais são importantes não só para descrever a correta dinâmica das variáveis, como também para a tomada de decisão ótima de política econômica.

A incerteza econômica e política tem efeito direto sob o segundo momento estatístico ou a matriz variância-covariância das séries e modelos econômico-financeiros. Os efeitos tendem a ser importantes nos agregados econômicos, tendo efeitos em geral, nos níveis de investimento e produto³(BLOOM, 2009).

Já nos mercados financeiros, a incerteza é precificada e, dessa forma modelada. A literatura de risco financeiro estabelece métodos para mensurar a volatilidade a partir de abordagens estocásticas, autorregressivas e incondicionais. Após a crise financeira, com o crescente interesse em risco sistêmico⁴, as co-dependências entre mercados e ativos ganham evidência. Particularmente para o caso brasileiro, como ressaltado no capítulo 3 dessa monografia, não é trivial localizar e encontrar as fontes de risco relevantes em meio as incertezas econômica e política.

Os três ensaios apresentados nessa monografia objetivam abordar, o período entre 1999 e 2016, a partir da literatura econômica e de gerenciamento de risco. Ressalta-se aqui o crescente interesse da literatura sobre finanças em abordar essa interface. Ademais, não só é exigido de analistas de investimentos, mas, principalmente gestores de risco, o domínio das dimensões da modelagem de risco econômico e político (ver Alexander (2008)).

O primeiro ensaio (Capítulo 1) faz uma construção histórica da literatura sobre Política Fiscal e interação entre as Políticas Fiscal e Monetária. A partir da modelagem proposta em Bohn (1998) e Bohn (1995), é realizado um exercício por meio de uma especificação de Vetor de Correção de Erro com o objetivo de avaliar a condução da política fiscal nesse período.

Devido à instabilidade das séries fiscais, as mesmas passam por diferentes testes de quebra estrutural. Os resultados apontam que a restrição orçamentária não foi necessariamente violada no período, entretanto, o governo não demonstrou compromisso em manter a relação Dívida/PIB estável. Os testes de robustez utilizados mostram que o período observado apresenta diversas rupturas (i.g. 2009,2012 e 2015) e indícios de presença de raiz unitária, ainda depois de tratamento estatístico. Ao usar a abordagem de parâmetros variáveis a partir de cadeias de markov houve ganho intuitivo e de robustez nos resultados. A alternância entre regimes impostos pelo processo estocástico markoviano caracteriza a dívida brasileira em alternância entre o estado de não sustentabilidade e o regime de maior instabilidade na condução da política econômica, principalmente após a crise financeira global.

O segundo ensaio (Capítulo 2) é uma tentativa inicial de entender as fontes de risco na modelagem de risco. A literatura aponta para causas que vão desde as especificações

³O estudo da incerteza macroeconômica e da incorporação de incerteza econômica tem interesse crescente, entretanto, fogem do escopo dessa pesquisa. Para uma abordagem aprofundada, ver Bloom (2009) e Hansen e Sargent (2014).

⁴Ver Bauwens, Laurent e Rombouts (2006) e Ibragimov, Jaffee e Walden (2011).

funcionais dos modelos, até pressupostos de distribuições e estimadores. Desse modo, o capítulo 2, “Incerteza na Previsão de Risco de Mercado antes da Crise do *Subprime*”, se alinha à literatura sobre o tema ao mensurar a função perda de diferentes especificações de modelos de volatilidade condicional (modelos da família ARCH/GARCH) e ao realizar backtesting do VaR com diferentes pressupostos de distribuição de probabilidade.

Os resultados sugerem que os modelos não geraram previsões consistentes para todos os tipos de distribuição assumida no período analisado. O modelo com melhor precisão de previsão para fora da amostra foi o iGARCH e modelos GARCH padrão para ambos os países. Quando aplicado o *backtesting* na medida VaR de um passo à frente, as violações e independência das mesmas são afetadas pelo tipo de distribuição de probabilidade assumida. Dessa forma, os gestores de risco (nesse período) podem ter subavaliado o risco consistentemente ao utilizar distribuições de probabilidade usuais (i.g. Normal ou t-Student).

Por fim, o terceiro ensaio lida com a co-dependência entre os diferentes mercados. A tentativa é de separar as informações que de fato importam para explicar o risco de mercado na Bolsa de valores Brasileira. Depois de algumas discussões e apresentação dos resultados e da modelagem proposta, é cada vez mais notória a importância dessa pesquisa por abordar duas questões do estado da arte em finanças: i) “*The curse of dimensionality*”, que é o problema do uso de muitas variáveis como input dos modelos, que gera o risco de superparametrização; e, ii) aborda a temática finanças e política, ao abranger um período conturbado politicamente.

A metodologia utilizada aplica a modelagem MGARCH-BEKK, DCC e t-Copulas para commodities agrícolas, metálicas, energéticas e produtos financeiros, todos combinados com a Bovespa. Os resultados são intuitivos e reveladores. Além do Brasil ser afetado por políticas monetárias não convencionais realizadas pelo FED, também é intermediário de transmissão de risco para o mercado de petróleo e Ferro.

O conjunto das temáticas abordadas nessa monografia são de interesse para os implementadores de políticas econômicas e para os praticantes do mercado. Ambos se beneficiam de um entendimento mais profundo das consequências da adoção de políticas econômicas (Capítulo 1), das limitações da modelagem de risco financeiro (Capítulo 2) e do conhecimento dos canais de transmissão de risco (Capítulo 3).

CAPÍTULO 1

Sustentabilidade da Dívida Pública Brasileira: Estimções Econométricas das Restrições Orçamentárias do Governo ¹²³

Introdução

Em conversa com o Nobel Thomas Sargent, o também Nobel, Milton Friedman revela: “crises fiscais causam revoluções sociais”⁴. Evidentemente, ao menos no curto prazo é o endividamento elevado que traz uma crise de credibilidade econômica e política. Levando em conta que a redução dos investimentos conduz para uma depressão, pode-se inferir que o Brasil também padeceria, recentemente, destas consequências.⁵ Os gastos do governo no Brasil crescem desde 1991 acima da renda da economia. Entretanto, o erro de diagnóstico e as políticas econômicas equivocadas adotadas desde 2010 aprofundaram o problema (ALMEIDA et al., 2015).

Uma vez a economia encontrando-se em situação de estagnação, ou até mesmo recessão, a necessidade de ajuste é notória, entretanto, não é trivial pois exige mudanças estruturais significativas. A constituição federal de 1988, com a motivação de compensar a dívida social acumulada durante o regime militar garante em lei, direitos para diversos estratos sociais, sem se atentar para o financiamento dos mesmos⁶. Como é possível mostrar nas Figuras A.9 e A.10, é o comportamento extraordinário da arrecadação que financiou (e não mais a inflação, no período pós Plano Real), as demandas da sociedade pelo setor público. O efeito líquido dessa dinâmica foi de gerar peso morto à sociedade, seja por mais inflação ou mais impostos, os quais implicam em maior distorção da atividade econômica

¹O trabalho foi desenvolvido a partir da Pesquisa do Programa de Iniciação Científica - PIBIC 2016.2, o qual o autor aproveita a oportunidade para agradecer o CNPQ pelo financiamento.

²Esse é um dos dois Projetos do Plano de Pesquisa intitulado "DOMINÂNCIA FISCAL E POLÍTICA MONETÁRIA: ANÁLISE DE IMPACTOS SOBRE A POLÍTICA ECONÔMICA BRASILEIRA ENTRE 1999 E 2015".

³O autor agradece à PROPESQ-UFPB pelo financiamento do traslado para o 55º Encontro da SOBER

⁴<<https://www.youtube.com/watch?v=NXYV19dnMsY>> "Lunch and Conversation with Thomas J. Sargent"

⁵O PIB brasileiro experimentou redução de 7,04 % no período de 3 anos.

⁶Olson (2009) mostra em sua tese que grupos de pressão minoritários tendem a impor sua vontade perante o bem-estar da maioria. Isso deve-se em grande medida à capacidade de articulação e organização. O resultado líquido disso tende a ser negativo para a sociedade.

e perda de bem estar social ⁷.

Conforme Pessoa (2016), existe um efeito *crowding-out* evidente na economia brasileira, o qual acentua o problema de juros altos e de investimentos baixos. Em grande medida, a rigidez do orçamento federal é o que atenua o problema.

Não é demais salientar que o endividamento público é um instrumento fundamental para promover a distribuição intertemporal ótima das políticas públicas. A dívida permite que os gastos do governo se dissociem da arrecadação fiscal no tempo. Entretanto, para que o instrumento do endividamento possa cumprir de forma adequada seu papel, deve ser sustentável – ao manter dívida/PIB estável ao longo do tempo. Ademais, a importância da austeridade fiscal está relacionada à efetividade de políticas econômicas (COSTA, 2009).

O resultado econômico direto de uma situação de insustentabilidade fiscal é de inflação descontrolada e/ou maior tributação futura. Nesse contexto, Franco (1996) está correto ao afirmar categoricamente que "existe um *trade-off* entre inflação e crescimento"⁸, quando a política fiscal é utilizada de maneira irresponsável. Não só o crescimento é afetado, como também a efetividade (potência) das políticas fiscal e monetária para estabilizar os ciclos econômicos.

No período recente, fica explícito que havia um problema de diagnóstico quanto ao ciclo em que a economia Brasileira se encontrava. As políticas econômicas no Governo Dilma⁹ buscavam aquecer a demanda agregada da economia, enquanto que não havia mais ociosidade (ORAIR; GOBETTI, 2017). A condução da política econômica desde a crise de 2008 intensificou problemas estruturais da economia Brasileira, em especial, quanto à sustentabilidade da dívida pública brasileira. Foi difícil admitir, o governo sugeriu uma "marola", enquanto havia um "tsunami".

A modelagem de dívida pública tradicional atribui à trajetória do estoque da dívida com relação ao PIB, como indicativo de sustentabilidade. Para isso, bastaria que a taxa de crescimento da economia (g) fosse maior que o custo de financiamento da dívida em termos reais (r). Após críticas de Bohn (1998) e Bohn (2007), sabe-se que isso é verdade apenas quando se tem uma situação de superávit¹⁰. Quando não, o que importa é a

⁷Almeida e Salto (2016) mostra também a partir de uma curva de Laffer, ou seja, uma relação quadrática e inversa entre alíquota e arrecadação. Desse modo, existe um ponto ótimo máximo de alíquota que garante o máximo de arrecadação. A partir de tal, maiores alíquotas representam níveis de arrecadação cada vez menores. Na literatura de Economia do Setor Público, existe uma discussão ampla sobre distorções de alíquotas, evasão e elisão fiscal. Ver Hindriks e Myles (2013).

⁸A leniência do governo com a inflação e a irresponsabilidade fiscal desde 2010, reforçaram que não é possível crescer de maneira sustentada por meio da demanda agregada. Para o leitor interessado, existe uma discussão ampla em economia acerca de crescimento de curto e longo prazo. Ver Branson (1972) para uma overview completa; e, Bonelli (2016) e Mendes (2015) para uma discussão sobre crescimento baixo, produtividade e armadilha da liquidez no Brasil.

⁹Mais detalhes na seção 1.1.

¹⁰A condição de crescimento do produto maior que a taxa de crescimento da economia acima do crescimento da dívida implica na satisfação da condição de transversalidade e da inexistência de jogos de *ponzi*. Azizi et al. (2012) mostra que apenas 18% dos países da OCDE cumprem essas condições, e não estão necessariamente em situação de insustentabilidade da dívida. Blanchard e Weil (2001) criticam os pressupostos dessa modelagem e Bohn (1998) propõe outra especificação para o problema da sustentabilidade. Essa problemática será discutida em detalhes nas próximas seções.

capacidade do governo reagir à dívida crescente¹¹

Considerando-se que em 2016 o país apresentou um déficit de 2,5% do PIB, seria necessário um superávit em torno de 5,74% do PIB para manter a dívida bruta estável. Ainda que simples, esse exercício é bastante elucidativo. Esse é o tamanho do desajuste, resultante das políticas adotadas a partir de 2010. Obviamente, hoje é impraticável tamanho esforço fiscal. Entretanto, apontar medidas que objetivem estabilizar a dívida, e ao mesmo tempo melhorar a eficiência da economia (produtividade total dos fatores), se tornaram mais que nunca necessárias para reduzir juros, atrair o capital produtivo, aumentar os investimentos e tornar a economia brasileira mais dinâmica.

O objetivo geral dessa pesquisa é testar a sustentabilidade da dívida pública brasileira, bem como identificar a existência de rupturas na política fiscal para o período entre 1999 e 2016. Mais especificamente, será efetuado um levantamento bibliográfico sobre a literatura que aborda a sustentabilidade da dívida, bem como, a coordenação de políticas e monetária e fiscal. Ademais, é realizada a coleta e o tratamento da base de dados do Sistema do Tesouro Nacional e do Banco Central do Brasil. Por fim, busca-se identificar os períodos de quebra estrutural, destacando possíveis rupturas de política econômica.

Essa pesquisa é dividida em mais quatro seções. A próxima formaliza os objetivos do trabalho. A terceira seção apresenta o modelo empírico e os dados utilizados. A quarta seção diz respeito aos resultados. Por fim, a quinta seção é reservada à discussão final do trabalho, seguido das referências e do apêndice.

1.1 Contextualização Histórico-Econômica

A história da dívida pública no Brasil mostra um processo de avanços e retrocessos ao longo do tempo. A composição da dívida apresentou sensíveis variações, refletindo as diversas conjunturas econômicas experimentadas pelo país (PEDRAS, 2009).

No período que conta do final da década de 1960 até o início de 1970 registraram-se altas taxas de crescimento no país, acompanhado de baixos níveis inflacionários. Tal cenário pavimentou um caminho de expansão fiscal, onde segundo Pedras (2009), isso fez

¹¹Um exercício de aritmética simples sugerido por Almeida e Salto (2016) elucida o tamanho do desajuste fiscal no Brasil. Considerando (b) a taxa de crescimento da dívida, (p) o esforço primário do setor público e (d) o estoque da dívida. Tudo em proporção do PIB:

$$b = -p + (r - g) * d$$

Partindo de $b = 0$, taxa de juros reais(r) de 5,5%, taxa de crescimento da economia esperada de 0,5% e dívida no nível de 72% do PIB(todos dados de abril/2017), chega-se à seguinte taxa de superávit primário necessária para manter a dívida estável:

$$0 = -p + (r - g) * d$$

$$p = (0,055 - 0,005) * 0,072$$

$$p = 3,24(\%/PIB)$$

do período um ponto singular na história da dívida pública federal.

O advento do primeiro choque de petróleo em 1973 fez com que no ano seguinte a taxa de inflação duplicasse em relação ao ano anterior e o crescimento econômico estancasse sua trajetória de alta. Com o segundo choque de petróleo em 1979, a situação se agrava, a inflação atinge níveis sem precedentes, alcançando o patamar de três dígitos. A economia começa a entrar em recessão, e o país dá início ao que ficou conhecido como década perdida.

O choque de petróleo teve impactos globais, com a elevação das taxas de juros internacionais acabou por exacerbar a escassez de liquidez no mercado externo, consequentemente gerou crise de dívida externa nos países em desenvolvimento. O influxo de capitais que propiciou as altas taxas de crescimento no milagre econômico, passou a ser o catalizador da continuação do crescimento. A fuga de capital para as economias desenvolvidas canalizou o financiamento das economias em desenvolvimento via dívida externa.

Nesse sentido, o Brasil experimenta no período que vai de 1974 a 1980 um aumento expressivo da dívida externa de 50p.p. para 70p.p. como proporção da dívida pública (PEDRAS, 2009). Como ressalta Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), no Brasil ocorreram déficits operacionais - déficit primário, descontado a inflação - elevados entre 1985 e 1989, situando-se em torno de 5,1% do PIB, e superávits primários em torno de 0,6% do PIB.

A proporção dolarizada da dívida pública era elevada, e no regime de câmbio flutuante os choques (quer externos, quer de confiança) não eram mais absorvidos pela taxa de juros, como ocorreu nas crises do México, em 1995, do Sudeste Asiático, em 1997, e da Rússia, em 1998 e sim pela taxa cambial, que se depreciava diante dos choques, afetando diretamente a dinâmica da dívida pública (PASTORE; GAZZANO; PINOTTI, 2014).

Entre a reforma monetária de 1994¹² e adoção do regime de metas da inflação, em 1999, os superávits primários se mantiveram baixos, o que levou a dívida líquida do setor público a uma trajetória de forte crescimento. O advento da Lei de Responsabilidade Fiscal, que fez a união assumir as dívidas dos estados, intensifica esse movimento.

Os seguidos superávits que ocorrem de 1990 a 1993 em torno de 2,6% do PIB em média não foram suficientes para evitar a elevação da dívida pública de 1990 até os primeiros meses de 1994, que foi devido à acumulação de reservas internacionais líquidas (PASTORE, 1994).

Com a depreciação cambial de 1999 a dívida líquida saltou para 50% do PIB, e as novas depreciações decorrentes do contágio do *default* da Argentina em 2001 e da crise de confiança do governo Fernando Henrique Cardoso para Lula em 2002/2003 elevaram-na para 55% e 60% do PIB, respectivamente (PASTORE, 2014).

Passado o estresse que o regime de metas da inflação enfrentou com o aumento de incerteza inerente à eleição de Lula, e na dinâmica da dívida externa no Brasil. Lembre-se que o governo Lula assume o país com uma alta taxa de ociosidade na economia. Em 2003 a taxa de desemprego na economia era de 12%, depois de 10 anos essa taxa vai para

¹²O Plano Real teve sucesso ao estabilizar e eliminar o problema de inflação crônica na economia brasileira. Entretanto, foi um plano incompleto por não conseguir equacionar as questões fiscais por completo (ver [Pastore, Gazzano e Pinotti (2014)]. Apesar de haver lançado meios para tal com a Emenda Complementar 201/2001 - Lei de Responsabilidade Fiscal.

5,5%. Ademais, dado à implementação da Lei de Responsabilidade Fiscal e o início do saneamento dos bancos no governo FHC com o Programa de Estímulo à Reestruturação e ao Fortalecimento do Sistema Financeiro Nacional (PROER), em conjunto com as reformas microeconômicas no sistema bancário e o aprofundamento do tripé macroeconômico reduziu a relação DLSP/PIB no governo Lula. Isso proporcionou graus de liberdade para usar as políticas monetária e fiscal como instrumento contra cíclico (PASTORE; GAZZANO; PINOTTI, 2014).

Quando a crise internacional eclodiu, em 2008, o Brasil estava preparado para enfrená-la. Em 2010 o Brasil já havia superado o contágio, não somente ao fato das ações implantadas, como também do advento de um novo motor de crescimento no mundo. A expansão chinesa proporcionou elevação nos preços das *commodities*, a qual, elevou os termos de troca nos países exportadores; e, o *quantitative easing* executado pelo FED elevou os ingressos de capitais, que no Brasil atingiram em torno de U\$100 bilhões, reforçando o estoque de reservas internacionais (PASTORE; GAZZANO; PINOTTI, 2014).

A história econômica mostra que a economia Brasileira apresentou duas restrições ao crescimento. A primeira é a inflação, uma vez que o crescimento da Oferta Agregada (leia-se produtividade) da economia estagnou desde a década de 80, a demanda agregada pressionou constantemente a primeira. Conclui-se rapidamente que o resultado está em maior nível de preços e crescimento baixo¹³. A segunda é o balanço de pagamentos, o qual permite o financiamento da economia por meio de poupança externa. Pessoa (2016) mostra que o Brasil apresenta poupança interna baixa (pública e privada), sendo nossa forma de financiamento, principalmente de investimentos, por meio de poupança externa.

Sabe-se que em uma economia aberta, o estímulo à atividade econômica dado por um aumento de gastos do governo ou redução da arrecadação tributária, leva uma queda do desemprego. Entretanto, ela passa a ser acompanhada de um aumento da deterioração das contas externas¹⁴. Para conseguir esse equilíbrio, deve-se assumir a possibilidade de uma desvalorização cambial, de modo a que o saldo do BP torne a ser zero.¹⁵(SIMONSEN;

¹³Branson (1972) demonstra isso partindo da função de produção, e da curva de Phillips.

¹⁴Essa afirmativa é facilmente formalizada a partir da identidade entre demanda agregada e produto:

$$Y = DA$$

$$Y = C + I + G + NX$$

Subtraindo consumo das famílias e do governo da renda, tem-se a poupança (S) e considerando $NX = X - M$:

$$Y - (C + G) = I + X - M$$

$$S - I = X - M$$

Portanto, o aumento das despesas, seja por maiores gastos ou por maiores investimentos, é financiado pelo balanço de pagamentos ou por maior poupança.

¹⁵Ainda que esse mecanismo possibilite o equilíbrio das contas externas sem implicar em recessão, traz consigo alguns inconvenientes citados em Simonsen e Cysne (1995) a) estímulo à inflação por meio dos *tradables*; b) transferência arbitrária de renda entre credores e devedores; c) expectativa de novas desvalorizações pode gerar fuga de capitais; e, d) incorporação de inflação em salários, ou seja, menor poder aquisitivo. Nesse sentido, o governo Lula se beneficiou de um influxo de capitais, o que permitiu financiar as políticas de expansão da demanda agregada por meio de expansão de gastos públicos, desonerações e

CYSNE, 1995).

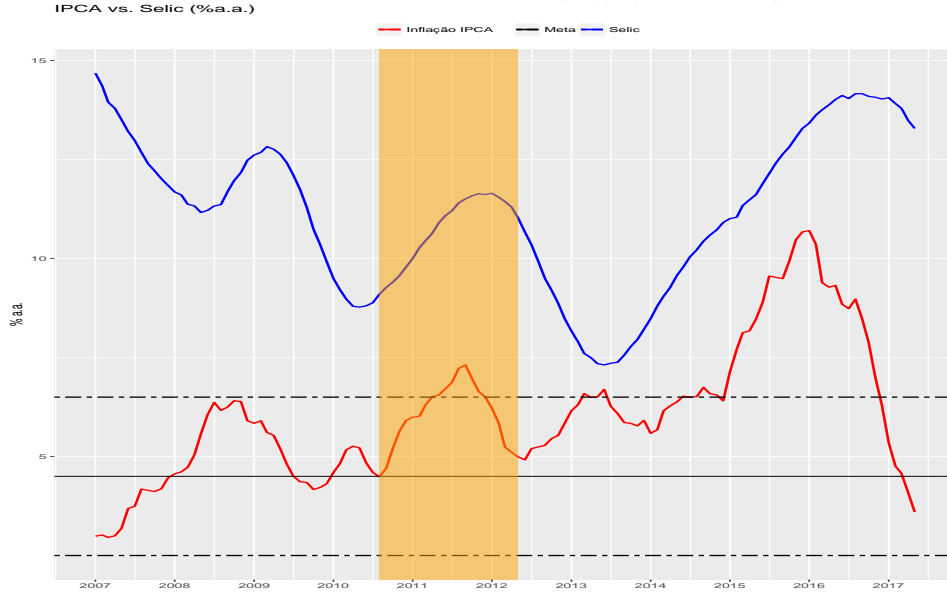
Nesse sentido, Giambiagi e Schwartzman (2014) mostram que o governo Lula encarou um cenário internacional favorável: i) os termos de troca cresceram 237% desde 2002 até 2011; ii) as taxas de juros internacionais (FED fund rates ou até mesmo LIBOR) foram muito baixas nesse período; iii) a valorização da taxa de câmbio; e, iv) o alto grau de ociosidade na economia.

Já no Governo Dilma I, Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) ainda ressaltam que as medidas macro prudenciais adotadas no pós-crise, passam a ser utilizadas não para o aumento da potência da política monetária, e sim como instrumento de redução da inflação (substituindo taxa de juros). Em agosto de 2011, um giro de 180 graus é dado na política monetária quando na reunião nesse mês o COPOM reduziu a SELIC em 0.5%. Essa decisão se dava em um estágio da economia, em que ainda estava aquecida, com a inflação acima da meta (ver Figura 1.1). A taxa de juros baixa passa fazer parte do programa de governo, e não mais instrumento de política monetária.

Dado a defasagem da política monetária e a valorização cambial experimentada no período que precedeu essa decisão, a inflação de fato recuou de 7,31% para 4,92% em junho de 2012, voltando a subir e terminando o ano em 5,84%, estando acima da meta de 4,5p.p. Essa decisão parece ter sido tomada desconsiderando-se o estágio vigente da economia, a qual se apresentava com taxa de desemprego ao redor de 6%, e nível de utilização da capacidade instalada próxima de 80%. Como ressaltam Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) essa medida, só faria sentido se a quebra do Lehman Brothers gerasse um choque mais intenso na economia global, do que de fato ocorreu.

Devido ao aumento do influxo de capitais decorrente das primeiras rodadas de *quantitative easing* por parte do FED, geraram uma valorização do câmbio. Evidentemente, essa dinâmica pressiona principalmente a atividade industrial. É nesse momento que o governo, à partir da leitura de um *pass-trough* da taxa de câmbio aos preços nacionais próximo de zero, interpreta que o custo de incentivar a indústria por meio de desvalorização cambial seria baixo para a sociedade.

Figura 1.1: IPCA vs Selic (%) (2007-2017)



Fonte: Dados do BACEN, elaboração própria no software R, com base na rotina disponibilizada em analisemacro.com.br.

Pelo lado fiscal, o governo sentiu-se à vontade para abandonar a meta de superávits fiscais depois de 2010. Passou a estimular os investimentos por meio de desonerações tributárias e empréstimos subsidiados. Redução da taxa de juros como meta, acompanhado de depreciação cambial como política industrial e abandono da política de superávits primários são as características que vão marcar o desmonte do "Tripé Macroeconômico", e a ascensão da nova "Matriz Macroeconômica".

Fica explícito que havia um problema de diagnóstico quanto ao ciclo em que a economia Brasileira se encontrava. Diferente das condições enfrentadas pelo Governo Lula I, no Governo Dilma, o potencial de crescimento pelo lado da demanda se eixauriu (ORAIR; GOBETTI, 2017)¹⁶. Ademais, a resposta a choques nos gastos ou nos investimentos tem pouca persistência, prova da ineficácia desse tipo de política sem ociosidade na economia¹⁷.

¹⁶Essa informação é captada pela magnitude do multiplicador fiscal da economia. Conforme mostra Orair, Siqueira e Gobetti (2016) por meio de uma abordagem não linear de vetor autoregressivo com transição gradual *smooth transition vector autoregression* – (STVAR), em períodos de expansão do produto, o multiplicador fiscal tende a zero. Esse resultado está de acordo com a proposta de política econômica formulada em Keynes (2016) para a Inglaterra recessiva e deflacionária no pós crise de 1929. A literatura sobre multiplicadores fiscais é ampla e foge do escopo desse trabalho. Para o leitor interessado em uma leitura aprofundada sobre o tema, ver Auerbach e Gorodnichenko (2012); Batini, Eyraud e Weber (2014); Pires (2014); Alesina et al. (2017).

¹⁷A formalização da especificação geral do multiplicador fiscal, pode ser realizado para uma economia fechada, derivado das curvas IS - $y = c(y - t(y)) + i(r) + g$ e LM - $\frac{M}{P_0} = l(r) + k(y)$, a qual em diferença é:

$$dy = \frac{1}{1 - c'(1 - t) + \frac{i'k'}{l'}} dg$$

Onde, c é consumo, t é arrecadação, i é o investimento, k e l são os parâmetros da demanda por moeda, y é a renda e g o gasto do governo. Portanto, o termo $\frac{i'k'}{l'}$ representa a declividade da curva

O governo Dilma apresentou traços semelhantes ao que Dornbusch e Edwards (1991) denominam de Populismo Macroeconômico, em 'The macroeconomics of Populism'¹⁸. Um caso clássico de populismo na América Latina, tem como condição inicial um apelo da sociedade por mudanças de programa econômico. Ademais, o populista assume a inexistência de restrições na economia. Há uma tolerância quanto à elevação de preços e ao aumento da dívida pública, uma vez que se parte da prerrogativa que é sempre possível aplicar controle de preços, como medida para redução de lucros. Ademais, a prescrição de política econômica, em geral enfatiza: a) Reativação da atividade econômica; b) uso da política econômica para redistribuição de renda; e, c) reestruturação da economia.

O resultado líquido do desmonte do Tripé Macroeconômico foi de maior endividamento, maior inflação, menor crescimento (resgate da estagflação), e uma desarrumação geral do sistema de preços da economia. O ativismo do Governo, desestruturou projetos de infraestrutura e energia. Em síntese, o que houve foi um diagnóstico equivocado quanto ao tipo de políticas que se levariam ao crescimento da economia. Ao invés de políticas públicas que melhorassem o ambiente de negócios e a produtividade total dos fatores da economia, a opção foi de políticas de expansão fiscal e populismo macroeconômico.

Como corolário, relatório do Fundo Monetário Internacional (FMI), "World Economic Outlook" de abril de 2016, evidencia a preocupação com a trajetória da Dívida Pública do Brasil, com uma projeção da dívida para 2018 de 84 p.p. como proporção do PIB. Em 2015 a agência de classificação de risco Standard Poors rebaixou a nota de crédito brasileira, em parte, por considerar a trajetória da dívida preocupante. Por si só, esse cenário justifica a importância desse trabalho.

1.2 Estado da Arte da Literatura de Coordenação de Políticas Monetária e Fiscal

Os excessos cometidos pelos governos no pós Segunda Guerra Mundial resultaram em déficits sistemáticos e a crise conhecida como Estagflação na década de 70. Enquanto que após a grande crise de 1929, o *mainstream* econômico sugeria que as crises seriam evitáveis por meio de estímulo à demanda agregada. Essa visão é confrontada pela existência a partir de 1970 de recessão e inflação elevada. Não só isso, na perspectiva teórica surge a

LM. Caso $\frac{k'}{l} = 0$, o multiplicador fiscal dependerá apenas de $\frac{1}{1-c'(1-t)}$, não havendo efeito no mercado monetário. Isso implica em não existência de efeito *crowding-out* nessa porção da curva. Branson (1972) mostra pedagogicamente como ocorre essa estática comparativa em um gráfico IS-LM, na Figura A.1 aqui adaptado. A porção horizontal da curva IS pode-se trazer para o caso brasileiro como sendo o período Lula, enquanto que a porção vertical é o governo Dilma. A qual, para crescer, o país necessitaria aumentar sua capacidade produtiva.

¹⁸Essas práticas de política econômica, levam o populista a experimentar três fases: i) há crescimento inicial do produto, salário real e emprego; ii) problemas de insuficiência de produtos e estrangulamento do déficit em contas correntes leva ao populista a utilizar os instrumentos macroeconômicos para conter a situação e manter os salários crescendo; iii) o governo chega a uma situação desesperadora, onde a dívida já é insustentável, o racionamento de produtos e a inflação chegam a níveis alarmantes, a economia está em situação de calamidade; iv) por fim, o derradeiro está na adoção de políticas ortodoxas duras para estabilização da economia.

discussão acerca de expectativas e o consenso de que as políticas econômicas deveriam ser conduzidas por meio de regras. O gerenciamento da demanda agregada passa a ser o *mainstream* econômico, pelo qual seria possível controlar a inflação e reduzir a volatilidade do produto efetivo (BLANCHARD; SUMMERS, 2017).

É nesse cenário que Barro (1974) prova o teorema da "Equivalência Ricardiana", o qual propõe que políticas keynesianas de elevação dos déficits públicos, têm limites. Se usadas sem se atentar ao ciclo econômico, as mesmas resultariam em desequilíbrios fiscais e baixo crescimento do produto. Sargent e Wallace (1975) mostra que quando a taxa de juros se torna instrumento de política monetária, o nível de inflação de equilíbrio pode tornar-se indeterminado, quando considerado um *framework* de expectativas racionais. Sargent, Wallace et al. (1981), contestam a afirmativa de Milton Friedman, de que a inflação é apenas um fenômeno monetário. Ou seja, que a política monetária é estéril para afetar produto e desemprego, entretanto, é efetiva se a sua condução for centrada em controle do crescimento da moeda.

Os autores levantam a hipótese da "Desagradável Aritmética Monetarista". Confrontam a lógica monetarista ao argumentarem que se a condução da política monetária for realizada por meio de operações de mercado aberto, ou seja, por meio de venda e compra de títulos, a mesma pode ser estéril também para combater a inflação. Em última instância sendo até mesmo contraproducente ao perseguir a redução da inflação por meio da elevação de juros. A Política Monetária determinaria, em parte, o custo da dívida. E a Política Fiscal pressionaria a taxa de juros no mercado.

A Política Fiscal ganha importância também para garantir a eficácia da Política Monetária. Para que a lógica monetarista se mostre razoável, é necessário que as políticas econômicas (fiscal e monetária) estejam coordenadas, e que a dinâmica da dívida seja sustentável. Caso contrário, a autoridade monetária pode encarar o que a literatura denomina de um quadro de "Dominância Fiscal"¹⁹.

A controvérsia com relação à condução da Política Monetária tradicional é complementada com a abordagem da Teoria Fiscal do Nível de Preços (TFNP). Entre seus principais proponentes estão Sims (1997) e Cochrane (2011). Nesse arcabouço, a âncora do nível de preços é fiscal, os quais são determinados pela quantidade de títulos, moeda e superávits primários do governo.

Ademais, a teoria econômica contribui na definição do uso do instrumental de política econômica, de modo a manter crescimento sustentado da renda e maior bem estar no longo prazo. Para isso, o fluxo de arrecadação tributária deve ser suavizada ao longo do tempo (BARRO, 1979). Especificamente, no Brasil, dado a ruptura do Tripé Macroeconômico ocorrida à partir de 2011, como ressaltam Pastore, Gazzano e Pinotti (2014); a condução

¹⁹Blanchard (2004) contribui para a discussão sobre coordenação das políticas fiscal e monetária, ao introduzir um canal de transmissão alternativo ao proposto por Sargent, Wallace et al. (1981), na "Desagradável Aritmética Monetarista". Blanchard (2004), constrói o seu modelo a partir de uma economia aberta, com acesso aos investidores internacionais. O canal de transmissão de inflação se dá por meio de câmbio – o mesmo é afetado por expectativa de calote da dívida e fuga de capitais. De modo que, uma dívida elevada pode trazer problemas de financiamento para a economia. É importante lembrar que o modelo foi construído para estudar o caso do Brasil em 2002. Ademais, o modelo é sensível a movimentos *flight to security* por parte dos investidores internacionais.

da política econômica passa a ser colocada em cheque.

Isso é facilmente percebido pela literatura recente sobre interação entre políticas Monetária e Fiscal. Junior (2010), analisa a hipótese de existência de dominância fiscal no Brasil para o período de 2003 até 2008. Os resultados indicam persistência de dominância fiscal, ainda que em intensidade menor que o encontrado por Blanchard (2004).

Nobrega et al. (2016) encontram mudança estrutural na condução da política fiscal a partir de 2011, passando a haver indícios de dominância fiscal até 2015. Badia (2016), identifica a existência de dominância fiscal para a economia Brasileira no período que vai de 2011 até 2015 utilizando o modelo de Leeper (2013). A partir de uma modelagem VAR, Moraes (2016) encontra uma perda de potência da Política Monetária para o período que vai de 2010 até 2015. Ferreira (2015), realiza testes empíricos sob o nível de coordenação entre as políticas monetária e fiscal no Brasil a partir de um modelo econométrico de defasagens distribuídas (ARDL) entre 2003 e 2013. Os resultados apontam para uma autoridade monetária não independente.

Araujo e Besarria (2014) encontram dominância monetária para o período entre 2003 a 2009 usando modelo VECM. Quando analisado por um modelo de equilíbrio geral DSGE Log-linearizado. Souza et al. (2016), também encontra evidências de Dominância Monetária e não Fiscal para o período que vai de 2013 até 2015.

A modelagem de dívida pública tradicional atribui à trajetória do estoque da dívida com relação ao PIB, como indicativo de sustentabilidade ou não. Para Hamilton e Flavin (1985) a dívida deveria ser estacionária²⁰. Hakkio e Rush (1991) assume que gastos e receitas cointegradas determinam a hipótese de sustentabilidade. Já Trehan e Walsh (1991) testa a cointegração entre superávit fiscal e estoque da dívida.

Em suma, esses modelos assumem que caso a taxa de crescimento da economia fosse maior(ou igual) ao custo de financiamento da dívida em termos reais, a sustentabilidade estaria garantida. Todavia, desde Bohn (1998) e Bohn (2007), sabe-se que isso é verdade apenas quando se tem uma situação de superávit²¹. Bohn (1998) prova que podem haver tipos de processos estocásticos que violam a estacionariedade e cointegração entre as séries, e ainda assim satisfazem a restrição orçamentária²².

Em essência, a sustentabilidade para o autor se resume em um modelo de correção de erros. A trajetória, per si, pode não ser suficiente para garantir a sustentabilidade. Uma vez que outras variáveis podem levar os credores a continuar emprestar ou não para o país devedor.

Com essa modelagem, a condução da política fiscal por parte do governo ganha um instrumento claro e uma postura ótima. Dado o papel estabilizador da política fiscal na economia, e sua ineficácia em períodos de pleno emprego, a autoridade fiscal deve atentar-se ao ciclo econômico. Em outras palavras, a condução da Política Fiscal deveria

²⁰Matematicamente, resume-se a uma otimização dinâmica, onde no limite, o estoque da dívida deve ser zero. Estatisticamente ela deve ser estável, ou ter um equilíbrio estatístico.

²¹A crítica de Bohn (1998) e Bohn (2007) se alicerça não só em encontrar uma especificação do problema ou uma robustez econométrica, como também na busca de um significado intuitivo do ponto de vista econômico.

²²Bohn (2007) ressalta ainda que a proximidade das raízes desses operadores do círculo unitário torna os testes vulneráveis ao erro do tipo I e do tipo II.

ser contra-cíclica.

A literatura recente para o Brasil mostra que isso não ocorreu. Wichmann e Portugal (2013) utilizam uma metodologia que leva em consideração não-linearidades, o modelo *Markov-Switching Vector Autorregression* (MS-VAR), do período 2001 até 2010, para encontrar evidências de que os formuladores da política fiscal não levam em consideração o ciclo econômico, sendo sistematicamente expansionistas. A pró-ciclicidade da política econômica é encontrada também em uma aplicação linear por Jesus (2014), em um corte amostral que vai de 2003 até 2013.

Oliveira e Oreiro (2005), ao utilizar a metodologia de Pasinetti, encontra que a relação dívida/PIB no Brasil é não sustentável. Silva e Gamboa (2011), utilizam a lógica de teste de sustentabilidade apresentada por Hakkio e Rush (1991). Ademais, realiza uma análise contra factual, ao incluir e retirar senhoriagem do teste de cointegração de Johansen (1991). Com isso os autores identificam que do período que vai de 1986 até 2006, o governo garantiu a sustentabilidade por meio de senhoriagem.

O teste de reação fiscal desenvolvido por Bohn (1998) e Bohn (2007), é também testado para a Economia Brasileira recente. Simonassi, Arraes e Sena (2014), realizam um exercício empírico de teste de sustentabilidade da dívida brasileira do corte amostral que vai de dezembro de 1991, até 2008 seguindo a proposta metodológica de Bohn (2007). A partir das séries dívida líquida, fluxo de despesa e receita os autores testaram a existência de múltiplas quebras estruturais endógenas com base em Bai e Perron (1998), para então averiguar a existência ou não de reação fiscal por parte do governo. Os momentos de ruptura encontrados na série foram em 1994 e 2003. A resposta da autoridade fiscal foi então restritiva, intensificando a geração de superávits fiscais até o final do período analisado.

Luporini (2015), analisa a dinâmica da reação fiscal do governo, a partir de 1991 até 2011, por meio de uma janela móvel de 12 meses. Foi estimada a restrição fluxo do governo por meio da metodologia MQO, em seguida, para a análise da sustentabilidade foi seguida a metodologia de Bohn (2007), que utiliza o modelo VEC para estimar a função de reação fiscal. Foi possível identificar a partir do exercício empírico, que em média a dívida foi sustentável para todo o período, onde a elasticidade entre dívida/PIB e superávit/PIB foi de 0,09% para a segunda, dado um aumento de 1% na primeira. Quanto à reação fiscal, é possível identificar, que mesmo a dívida se tornando mais estável a partir de 2000, a sensibilidade do superávit foi menos sensível ao aumento da dívida, e apresenta trajetória declinante a partir de 2006 – evidencia a perda do interesse da autoridade fiscal para gerar superávits a partir de 2006.

Chicoli (2016), fazem uma análise da sustentabilidade da dívida pública brasileira, levando em consideração as operações de contabilidade criativa e de crédito com bancos públicos. Para levar em conta essas operações, foram utilizados diferentes especificações de superávit fiscal e dívida pública. O autor seguiu a metodologia de Bohn (2007), que estima a função de reação fiscal a partir de um modelo VEC, ademais, é realizado teste de quebra estrutural para identificar mudança de postura do governo na condução da política fiscal. Os resultados obtidos pelo trabalho para a dívida líquida e bruta, contrapõe-se aos encontrados por Luporini (2015) e Simonassi, Arraes e Sena (2014), ao rejeitar a

hipótese de sustentabilidade fiscal. Ainda que se considere a contabilidade criativa e o uso de reservas internacionais para estabilização da dívida, a sustentabilidade continua sendo rejeitada. Por fim, o autor verificou a composição dos superávits, ao identificar o mecaetismo mais utilizado para geração de receitas por cada governo. O autor identifica que o governo FHC faz uso de concessões ao setor privado para geração de superávit, enquanto que o governo Lula depende de repasses de estatais via dividendos, por fim, o governo Dilma, além de alta dependência desses dois tipos de receitas, também dependeu de refinanciamento, ainda assim, no primeiro mandato houve déficit.

1.3 Revisão da Literatura Teórica

A dívida pública é percebida pelos agentes como riqueza líquida? Depende da ociosidade de recursos na economia e do ciclo de vida. Caso a economia esteja em pleno emprego, a elevação do endividamento público e redução da carga tributária presente é interpretada pelos agentes econômicos como maior alíquota futura para fazer frente à dívida, de forma que o resultado líquido é de mais poupança sem efeito no consumo e no produto. Essa é a hipótese da equivalência ricardiana, proposta e provada em Barro (1974)²³ e testada inicialmente em Barro (1979). Esse teorema é importante, por mostrar os efeitos sob o crescimento econômico, da política fiscal constantemente expansionista. Essa é a resposta da escola novo-clássico para os efeitos das políticas fiscais Keynesianas, resultado do modelo IS-LM na década de 70²⁴²⁵. Consequentemente, a política fiscal e a dívida pública ganham importância a partir da década de 80, seja para manutenção de crescimento sustentado, seja para que a política monetária tenha potência.

A formalização da proposição de Barro (1974) parte do modelo de gerações sobrepostas em Samuelson (1958) – Diamond (1965). Assume-se que os indivíduos vivem dois períodos, havendo sempre o mesmo número de agentes, N , em cada geração. Cada membro da geração trabalha e recebe salário (w) enquanto é jovem (j), acumulando ativos (A) na forma de capital (K) que rendem a taxa constante (r) paga em cada período. Enquanto que os jovens da i -ésima geração acumulam a quantidade de ativos A_i^j , os idosos tem riqueza A_i^v . O consumo é dado por c_i^j e c_i^v , para jovens e idosos, respectivamente. Nesse modelo, os laços familiares importam, de modo que a riqueza dos velhos, torna-se herança para a geração seguinte. Dessa forma, a utilidade do membro da geração i é,

²³BARRO, R. J. *Are government bonds net wealth?* Journal of political economy, TheUniversity of Chicago Press, v. 82, n. 6, p. 1095–1117, 1974

²⁴Discutir a hipótese de equivalência ricardiana em profundidade foge do escopo dessa pesquisa. Entretanto, vale salientar que na prática o teorema pode ser invalidado, como ressalta), pela existência de sistemas financeiros com elevados *spread* e a depender em qual etapa do ciclo de vida a população se encontra. Para uma discussão mais aprofundada e a proposição de teste formal ver CORREIA (2008)

²⁵Para o leitor interessado na discussão sobre equivalência ricardiana, vale mais uma provocação com relação ao caso brasileiro. Essa hipótese ainda continua válida quando o consumo de crédito dos indivíduos é inelástico à taxa de juros e os mesmos não planejam sua aposentadoria? Esses resultados estão em Paper de discussão recente do Banco central de Garber e Koyama (2016). Outro Paper de discussão, de Pazarbasioglu-Dutz et al. (2017) do Banco Mundial, mostra as distorções existentes no mercado de crédito brasileiro devido ao excesso de subsídios.

$$U_i = U_i(c_i^j, c_i^v, U_{i+1}^*) \quad (1.1)$$

Sendo U_{i+1}^* a importância que a utilidade da geração futura tem para a geração presente. Essa hipótese implica na restrição da herança da geração presente para a futura ser positiva. Agora, assumindo que o governo pode se financiar emitindo títulos da dívida (B) no período 1, à taxa de juros (r), o que implica em um custo da dívida rB . Como o governo não pode rolar a dívida, os juros da dívida são pagos pela geração 2, por meio da imposição de uma alíquota do tipo *lump sum*, que é também imposta para pagamento do principal pela mesma geração quando for idosa. Assim, a restrição orçamentária da geração 1 é,

$$A_i^j + A_0^v + B = c_1^v + (1-r)A_1^v \quad (1.2)$$

Onde, B são as transferências arrecadadas por meio de uma alíquota *lump sum*. Já a restrição orçamentária da geração 2 tem a seguinte forma,

$$w = c_2^j + (1-r)A_2^j + rB \quad (1.3)$$

O pagamento de juros é representado por rB . O principal B é pago no período seguinte, no qual a restrição orçamentária se torna,

$$A_2^j + A_1^v = c_2^v + (1-r)A_2^v + B \quad (1.4)$$

Agora a restrição da geração 2 pode ser formalizada da seguinte maneira,

$$w + (1-r)A_1^v - B = c_2^j + (1-r)c_2^v + (1-r)^2 A_2^v \quad (1.5)$$

Portanto, a utilidade de um indivíduo da geração 2 pode ser formalizado assim,

$$U_2^* = f_2^*[(1-r)A_1^v - B, w, r] \quad (1.6)$$

Agora é fácil de visualizar que a herança dos idosos da geração 1, $(1-r)A^v - B$, determinam a dotação dos indivíduos da geração 2. Fica claro a partir da restrição apresentada na equação 1.2, que o consumo inicial do idoso na geração 1 depende inversamente da riqueza líquida acumulada, $c_1^v = A_1^j + A_0^v - (1-r)A_1^v$. Consequentemente o consumo dos jovens na geração 1. A partir da utilidade inicial 1.1 e das restrições 1.3 e 1.6, tem-se,

$$U_1 = U_1(c_1^j, c_1^v, U_2^*) = f_1[(1-r)A_1^v - B; c_1^j, A_1^j + A_0^v, w, r] \quad (1.7)$$

Então, dados $c_1^j, A_1^j + A_0^v, w$, e r , o agente na geração 1 está preocupado em otimizar a riqueza líquida, $A_1^v - B$, onde, A_1^v a riqueza bruta é não negativa. Matematicamente, caso a solução para esse problema seja uma solução interior, de modo que A_1^v se ajusta a $-B$, de modo a zerar a relação, então o consumo nas gerações subsequentes não será afetado. Entretanto, caso haja uma solução de canto, de forma a que a riqueza bruta seja zero, $A_1^v = 0$, então o consumo presente (c_1^v) iria se elevar ao passo de B. Naturalmente,

haveria um desequilíbrio no mercado de ativos, $K(r, w) + B = A_1^v + A_2^j$, que exigiria um aumento na taxa de juros, e, consequente redução na formação de capital dessa economia (menor produtividade no futuro) ²⁶ O principal resultado de Barro (1974), é estabelecer as condições suficientes para que a elevação da dívida governamental não impacta o planejamento orçamentário, a demanda agregada e a taxa de juros²⁷. Aqui está implícito que no presente, as gerações consideram os laços que guardam com os descendentes e antecessores.

Sargent e Wallace (1975)²⁸ destacam com um modelo *ad hoc*, que o pressuposto das expectativas racionais combinado com a curva de oferta de Lucas podem ter efeitos caóticos na tentativa de estabilizar a economia. Em contraste do que ocorre com a hipótese de expectativas adaptativas, sob expectativas racionais, apenas a regra monetária de condução de política monetária (não a taxa de juros) tem capacidade de ancorar a expectativa de inflação. A proposição dessa hipótese parte da formalização do seguinte modelo

Oferta agregada

$$y_t = a_1 k_{t-1} + a_2 (p_t - {}_{t-1}p_{t-1}^*) + u_{1t}, a_i > 0, i = 1, 2 \quad (1.8)$$

Da demanda agregada (curva IS)

$$y_t = b_1 k_{t-1} - b_2 [r_t - ({}_{t+1}p_{t-1}^* - {}_t p_{t-1}^*)] + b_3 Z_t + u_{2t}, \quad (1.9)$$

Equilíbrio no mercado monetário (curva LM)

$$m_t = p_t + c_1 y_t - c_2 r_t + u_{3t} \quad (1.10)$$

E a determinação da capacidade produtiva dessa economia

$$K_t = d_1 k_{t-1} - d_2 [r_t - ({}_{t+1}p_{t-1}^* - {}_t p_{t-1}^*)] + d_3 Z_t + u_{4t} \quad (1.11)$$

Onde, y_t é o log do produto; p_t é o nível de preços; m_t é a oferta de moeda; $Z_t = \sum_{j=1}^q \rho_j Z_{t-j} + \zeta$ e $u_{it} = \sum_{j=1}^q \rho_{ij} u_{i,t-j} + \zeta_{i,t}$ são respectivamente os vetores das variáveis exógenas e dos choques, representados por um processo autorregressivo.

A curva de oferta agregada, expressa pela equação 1.8, relaciona o produto à produtividade e ao hiato entre expectativa e nível de preço corrente. Já a equação 1.9 representa a demanda agregada da economia como dependente da riqueza acumulada da taxa de juros

²⁶Obviamente, esse resultado é fácil de se provar ao considerar B constante e que a economia seja dinamicamente eficiente ($\dot{y} < \dot{r}$). Caso $\dot{y} > \dot{r}$, a economia opera em uma dinâmica ineficiente, visto que a taxa de crescimento do produto está acima do nível associado com a regra de ouro. Nesse caso, a economia pode conviver com déficits sistemáticos, já que são compensados por elevação do produto.

²⁷Esse resultado é robusto ao considerar que: i. os agentes vivam infinitamente; ii. deem menor ou peso à utilidade das gerações futuras; iii. não considerem diretamente a função de utilidade das gerações futuras.

²⁸SARGENT, T. J.; WALLACE, N. "Rational" expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 83, n. 2, p. 241-254, 1975.

real e da variável exógena Z_t , que inclui gastos governamentais e arrecadação. O equilíbrio entre o mercado monetário e de ativos financeiros (títulos e ações) se dá na equação 1.10; os encaixes reais de moeda são determinados diretamente pela renda e indiretamente pela taxa de juros. Por fim, a equação 1.11 determina a capacidade produtiva da economia como dependente das escolhas de poupança e investimento e de choques reais pelo lado da oferta.

Com o objetivo de discutir as implicações de política econômica, os autores adotam uma função quadrática na forma,

$$L = E_0 \sum_{t=1}^{\infty} \delta^{t-1} [(y_t, p_t) K (y_t, p_t)' + (y_t, p_t) (K_1, K_2)' + \frac{K_1^2}{4} + \frac{K_2^2}{4}] \quad (1.12)$$

Aqui, K é a diagonal com elementos $K_{ii} > 0, i = 1, 2$; K_1 e K_2 são parâmetros; $0 < \delta < 1$; sendo a função quadrática em y e p , tem-se que $L = 0$ tem valor crítico. Estabelece-se, portanto, a possibilidade de existência entre um *trade-off* entre inflação e crescimento. Para minimizar a função L , a autoridade monetária possui duas estratégias: A primeira é fixar a taxa de juros r_t , por uma regra monetária linear (Regra de Taylor)

$$r_t = G\theta_{t-1}^* \quad (1.13)$$

A segunda é a regra de crescimento ótimo da oferta de moeda (regra de Friedman)

$$m_t = H\theta_{t-1}^* \quad (1.14)$$

De modo que θ é o valor de todo o sistema de equações representativas da economia, contabilizando as relações endógenas e exógenas no período t . G e H são os vetores de parâmetros que minimizam L . Portanto, o objetivo da autoridade monetária é escolher a regra que gera o menor custo social para ancorar as expectativas da inflação.

Sargent e Wallace (1975) mostra que quando na economia prevalece a hipótese de expectativas adaptativas do nível de preço, ${}_{t+1}p^* = \sum_{i=0}^q v_{1i} p_{t-i}$, a autoridade monetária é capaz de minimizar a função perda da sociedade, resolvendo o problema de otimização dinâmica da regra monetária e de taxa de juros. Assim, a regra mais eficiente depende apenas do resultado aplicado.

Sob a hipótese de expectativas racionais, ${}_{t+i}p_{t-j}^* = E_{t-j} p_{t+i}$, a qual implica que a expectativa do nível de preços em $t+1$ é apenas a probabilidade de p_{t+1} assumindo todas as informações disponíveis (θ^*) até o período $t-j$. Nessas circunstâncias, além de provar que a produtividade e o produto da economia independem da política monetária, os autores mostram que a regra monetária é eficiente para levar a inflação para a meta. Para isso, partindo da esperança da função perda,

$$L_t = E_0 [E_{t-1} (K_2 p_t + K_{22} p_t^2 + K_1 y_t + K_{11} y_t^2)] \quad (1.15)$$

Usando a forma quadrática, $E(x^2) = E[(x - Ex)^2] + (Ex)^2$, tem-se,

$$L_t = E_0 [K_{0t} + K_2 E_{t-1} p_t + K_{22} (E_{t-1} p_t)^2] \quad (1.16)$$

A prova de existência de uma regra monetária ótima sob essas circunstâncias passa por otimizar o sistema dado a oferta monetária. Dessa forma é possível encontrar um p_t de equilíbrio. Aplicando assim $E_{t-1}p_t$,

$$p_t = \mathcal{J}_0 E_{t-1}p_t + \mathcal{J}_1 E_{t-1}p_{t+1} + \mathcal{J}_2 m_t + X_t \quad (1.17)$$

$$(1 - \mathcal{J}_0)E_{t-1}p_t = \mathcal{J}_1 E_{t-1}p_{t+1} + \mathcal{J}_2 E_{t-1}m_t + E_{t-1}X_t \quad (1.18)$$

Como ${}_{t+i}p_{t-j}^* = E_{t-j}p_{t+i}$, então

$$(1 - \mathcal{J}_0)E_{t-1}p_{t+j} = \mathcal{J}_1 E_{t-1}p_{t+j+1} + \mathcal{J}_2 E_{t-1}m_{t+j} + E_{t-1}X_{t+j} \quad (1.19)$$

$$(1 - \mathcal{J}_0)E_{t-1}p_{t+j} = \mathcal{J}_1 E_{t-1}p_{t+j+1} + \mathcal{J}_2 E_{t-1}m_{t+j} + E_{t-1}X_{t+j} \quad (1.20)$$

Por substituição recursiva de 1.20 em 1.19, obtem-se

$$(1 - \mathcal{J}_0)E_{t-1}p_t = \sum_{j=0}^n \left[\frac{\mathcal{J}_1}{(1 - \mathcal{J}_0)} \right]^j (E_{t-1}X_{t+j} + \mathcal{J}_2 E_{t-1}m_{t+j}) + \left[\frac{\mathcal{J}}{(1 - \mathcal{J})} \right]^{n+1} E_{t-1}p_{t+n+1} \quad (1.21)$$

onde,

$$0 < \frac{\mathcal{J}}{(1 - \mathcal{J}_0)} = \frac{1}{(1 - c_2^{-1})} < 1$$

Dessa forma, quando n tende ao infinito, o lado direito da equação 1.21 tende a zero, portanto, admite-se aqui solução estacionária. Substituindo t por $t + 1$, computando E_{t+1} e multiplicando 1.21 por $(\mathcal{J}_1/(1 - \mathcal{J}_0))$ e subtraindo a equação 1.21, tem-se

$$(1 - \mathcal{J}_0)E_{t-1} - \mathcal{J}_1 E_{t-1}p_{t+1} = E_{t-1}X_t + \mathcal{J}_2 m_t \quad (1.22)$$

O valor esperado que minimiza L_t para todo t é

$$E_{t-1}p_t = -K_2/2K_{22} \quad (1.23)$$

e

$$E_{t-1}p_{t+1} = -K_2/2K_{22} \quad (1.24)$$

A regra monetária ótima, $m_t = H\theta_{t-1}^*$ é obtida ao substituir equações 1.22 e 1.23 na equação 1.24. Tem-se aqui uma conclusão forte da hipótese inicial dos autores. Dado uma trajetória ótima e determinística de oferta monetária, que tenha uma meta de inflação clara, tem uma solução trivial. Conclui-se que assumindo expectativas racionais, a regra monetária é capaz de ancorar a expectativa de inflação da economia.

Para avaliar o efeito de controlar a inflação com o instrumento taxa de juros, é necessário incluir a equação 1.8 da demanda agregada, na equação 1.9 da oferta agregada. Resolvendo para p_t , tem-se

$$a_t p_t = (a_2 + b_2)_t p_{t-1}^* - b_2(t+1)p_{t-1}^* + b_2 r_t + (b_1 - a_1)k_{t-1} + b_3 Z_t - u_{1t} + u_{2t} \quad (1.25)$$

Impondo que as expectativas dos agentes sejam racionais, ${}_{t+i}p_{t-j}^* = E_{t-j}p_{t+i}$, e aplicando E_{t-1} ,

$$0 = b_2(E_{t-1}p_t - E_{t-1}p_{t+1}) + b_2 r_t + (b_1 - a_1)k_{t-1} + b_3 E_{t-1}(Z_t - u_{1t} + u_{2t}) \quad (1.26)$$

Resolvendo recursivamente para frente, encontra-se

$$\begin{aligned} E_{t-1}p_t = & - \sum_{j=0}^n E_{t-1} \left\{ r_{t+j} + \left[\frac{(b_1 - a_1)}{b_2} \right] k_{t+j-1} + \right. \\ & \left. \left(\frac{b_3}{b_2} \right) (Z_{t+j} - u_{1t+j} + u_{2t+j}) \right\} + E_{t-1}p_{t+n+1} \end{aligned} \quad (1.27)$$

Pode-se observar que a relação em 1.26 é uma equação em diferença não convergente, o que implica em uma sequência explosiva na equação 1.27. Para que houvesse a convergência, seria necessário impor uma restrição exógena de valor $E_{t-1}p_{t+1}$. Essa é a principal conclusão do trabalho de Sargent e Wallace (1975), a qual diz respeito à indeterminação da inflação e da oferta monetária em um cenário de expectativas racionais, onde a condução da política monetária é realizada via taxa de juros.

A intuição por trás dessa prova analítica está no fato de que dado um regime de regra de taxa de juros, os agentes esperam que a autoridade monetária irá acomodar qualquer demanda de moeda a dada taxa de juros fixada. A oferta de moeda se torna endógena, de forma que qualquer elevação do nível de preços (p_t) é igualado por um aumento em m_t . Nesse cenário, o nível de preços não possui ancora, sendo, por sua vez, indeterminado²⁹.

Essa é uma possibilidade acalentada desde Wicksell, que no caso de Sargent e Wallace (1975), ocorre mesmo que não haja *trade-off* entre inflação e desemprego, ou que a curva de Phillips não seja vertical. Na palavra dos próprios autores

“At least since the time of Wicksell it has been known that, in the context of a static analysis of a full-employment model with wages and prices that are flexible instantaneously, it can happen that the price level is indeterminate if the monetary authority pegs the interest rate. In such a static analysis, the

²⁹Em parte, é esse o pano de fundo teórico que leva alguns analistas a sugerir o abandono momentâneo do regime de metas da inflação no Brasil ao fim de 2015. Bolle (2015) sugeriu que a taxa de juros não seria mais a ancora dos preços, adquirindo os mesmos uma dinâmica indeterminada, o que a levou a defender temporariamente o uso do regime de bandas cambiais. Mas não houve apenas perda da âncora nominal, o leitor pode abstrair a situação em que as taxas de juros constantemente elevadas encontram um déficit fiscal descontrolado, essa combinação causa uma dinâmica explosiva para a dívida. Nada mais natural que os agentes anteciparem a elevação dos juros como implicando em maior oferta de moeda para estabilizar a dívida, e, por sua vez, mais inflação. A hipótese de taxa de juros indeterminadas sob expectativas racionais de Sargent e Wallace (1975) esta relacionada com a hipótese de dominância fiscal de Sargent, Wallace et al. (1981).

indeterminacy of the price level depends critically on output and employment being exogenous with respect to shocks to aggregate demand or portfolio balance; that is, the Phillips curve must be vertical, but Wicksell's indeterminacy still arises." (SARGENT; WALLACE, 1975, p 251)

É a hipótese de indeterminação de Wicksell avaliada em Sargent e Wallace (1975) que levam a Sargent, Wallace et al. (1981) ³⁰ a contestar a afirmativa de Milton Friedman, de que a inflação é apenas um fenômeno monetário. Isso implica que a política monetária é estéril para afetar produto e desemprego, entretanto, é efetiva se a sua condução for centrada em controle do crescimento da moeda.

Os autores confrontam a afirmativa monetarista quando argumentam que se a condução da política monetária for realizada por meio de operações de mercado aberto, venda e compra de títulos, a mesma pode ser estéril também para combater a inflação. A preocupação dos autores passa a ser com a condução da política fiscal; a mesma poderia afetar a adoção convencional de política monetária restritiva com base na regra de Taylor. Para que a lógica monetarista se mostre razoável, é necessário que as políticas econômicas (fiscal e monetária) estejam coordenadas, e que a dinâmica da dívida seja sustentável.

A partir do modelo de gerações sobrepostas de Samuelson (1976), em vistas a formalização, os autores sugerem os seguintes pressupostos para o modelo: i. a população e a renda crescem à mesma taxa n ; ii. a taxa de rentabilidade dos títulos públicos excede a taxa de crescimento do produto; iii. velocidade de circulação da renda é constante. Portanto, Sargent, Wallace et al. (1981) mantém os mesmos pressupostos da escola monetarista com o objetivo de mostrar as consequências da velocidade de crescimento dos títulos ser superior que a da economia. Vale aqui ressaltar com as palavras dos autores

We choose this model, one that embraces as unqualified a set of monetarist assumptions as we can imagine, to show that the argument about the limitations of monetary policy is not based on abandoning any of the key assumptions made by monetarists who stress the potency of monetary policy for controlling inflation. Instead, the argument hinges entirely on taking into account the future budgetary consequences of alternative current monetary policies when the real rate of return on government bonds exceeds n , the growth rate of the economy. (SARGENT; WALLACE et al., 1981, p. 3)

Para apresentar suas principais provas, serão carregadas aqui as notações do artigo original, em conjunto com as principais intuições³¹. Assuma inicialmente uma fotografia da restrição do governo,

$$D(t) = \frac{\{[H(t) - H(t-1)]\}}{p(t)} + \{B(t) - B(t-1)[1 + R(t-1)]\} \quad (1.28)$$

³⁰SARGENT, T. J.; WALLACE, N. et al. *Some unpleasant monetarist arithmetic*. Federal reserve bank of minneapolis quarterly review, v. 5, n. 3, p. 1-17, 1981.

³¹Na Seção 1.4 as mesmas formulações serão trazidas de maneira mais sintética, já na construção do modelo teórico objeto desse trabalho.

Onde $D(t)$ é o déficit primário; $H(t)$ é a base monetária; $p(t)$ é o nível de preços em t ; $R(t-1)$ é a taxa real de juros entre o período t e $t-1$; $B(t-1)[1+R(t-1)]$ é o valor de face de um título público em posse do investidor, emitido em $t-1$ com vencimento no período t ; $B(t)$ é a dívida pública com os agentes privados da economia entre os períodos t e $t+1$. É possível observar que a restrição do governo pode ser atendida por emissão de títulos públicos ou aumento da oferta de moeda.

Como a taxa de crescimento do produto iguala a taxa de crescimento populacional, tem-se que a taxa de crescimento populacional $N(t)$ cresce a taxa constante n . De forma que $N(t+1) = (1+n)N(t)$ ³². Para encontrar a razão dívida/produto, divide-se a equação 1.29 por $N(t)$,

$$\frac{D(t)}{N(t)} = \frac{\{[H(t) - H(t-1)]\}}{p(t)N(t)} + \frac{\{B(t) - B(t-1)[1+R(t-1)]\}}{N(t)} \quad (1.29)$$

Rearranjando,

$$\frac{B(t)}{N(t)} = \frac{[1+R(t-1)]\{B(t-1)\}}{(1+n)N(t-1)} + \frac{D(t)}{N(t)} - \frac{\{[H(t) - H(t-1)]\}}{p(t)N(t)} \quad (1.30)$$

A partir dos pressupostos (i) e (ii) do modelo, tem-se que o nível de preços da economia é $p(t) = (\frac{1}{h})[\frac{H(t)}{N(t)}]$ ³³. Para entender a base analítica da proposição dos autores, a análise deve sair da estática, e ir para a dinâmica.

A trajetória do déficit primário em termos reais a sequência $D(1), D(2), \dots, D(t), \dots$, Já a política monetária é determinada pela trajetória de $H(t)$, que cresce a taxa constante θ durante o período $t = 2, 3, \dots, T$. Em taxa, isso implica que a base monetária cresce a $H(t) = (1+\theta)H(t-1)$ e a inflação cresce assim $\frac{p(t)}{p(t-1)} = \frac{(1+\theta)}{(1+n)}$. O pressuposto de sargent1981some, é que a taxa de crescimento do estoque da dívida passa a ser constante em $t > T$. Esse pressuposto é forte, e será usado para estressar as hipóteses do modelo adiante.

Definidas os pressupostos do modelo, a equação de precificação da dívida do governo e a dinâmica implícita nas variáveis de condução de política econômica, é simples chegar no resultado analítico da desagradável aritmética monetarista. Primeiro, assume-se que quando $t > T$, o estoque da dívida pública seja uma constante $b_\theta(T)$. Depois, substitui-se $\frac{B(t)}{N(t)} = \frac{B(t-1)}{N(t-1)} = b_\theta(T)$ e equação determina o nível de preços $p(t) = (\frac{1}{h})[\frac{H(t)}{N(t)}]$ na equação 1.30, que precifica a dívida per capita.

³²Note que N deve ser maior que zero ($N(0) > 0$) e $n > -1$.

³³É importante que o leitor lembre-se da Teoria Quantitativa da Moeda, onde

$$MV = PY$$

, isolando para o nível de preços P ,

$$P = \frac{MV}{Y}$$

Considerando os pressupostos iniciais do modelo, facilmente chegará à equação do nível de preços definida em Sargent, Wallace et al. (1981).

$$1 - \left[\frac{1}{(1+n)} \right] \left[\frac{p(t-1)}{p(t)} \right] = \left[\frac{D(t)}{N(t)} \right] + \left\{ \frac{[R(t-1) - n]}{(1+n)} \right\} b_{\theta}(T) \left(\frac{1}{h} \right) \quad (1.31)$$

Cabe ao leitor observar que o lado direito da equação 1.31 é limitado superiormente, de forma a ser menor que um. Isso decorre de $b_{\theta}(T)$ ser constante quando $t > T$, e do segundo pressuposto do modelo, que estabelece a taxa de retorno dos títulos públicos $[R(t-1) - n]$ constante. A primeira conclusão do modelo, é que o nível de preços, quanto $t > T$, guarda relação positiva com $b_{\theta}(T)$.

O passo seguinte se resume a provar o comportamento do nível de preços frente a alteração da política monetária (θ). Para isso, os autores assumem a sequência completa da dívida $b_{\theta}(0), b_{\theta}(1), b_{\theta}(2), \dots, b_{\theta}(T)$. Reescrevendo a equação 1.31, encontra-se

$$b(t) = \left\{ \frac{[1 + R(t-1)]}{(1+n)} \right\} b(t-1) + \left[\frac{D(t)}{N(t)} \right] - \left[\frac{h\theta}{(1+\theta)} \right] \quad (1.32)$$

Resolvendo recursivamente até $t \leq T$,

$$B_{\theta}(t) = \phi(t, 1)b(1) + \left(\sum_{s=2}^t \phi(t, s) \left[\frac{D(s)}{N(s)} \right] \right) - \left[\frac{h\theta}{(1+\theta)} \right] \sum_{s=2}^t \phi(t, s) \quad (1.33)$$

Onde, $\phi(t, t) = 1$ e para $t > s$,

$$\phi(t, s) = \frac{(\prod_{j=s}^{t-1} [1 + R(j)])^{j-s}}{(1+n)}$$

Portanto, pela equação 1.33, quanto mais restritiva for a política monetária (θ), maior será a dívida presente ($b_{\theta}(T)$). Essa é a desagradável aritmética monetarista que os autores propõem.

A partir dessa prova analítica, Sargent, Wallace et al. (1981), ressaltam a importância da coordenação das políticas econômicas. Supondo que a coordenação das políticas ocorra de maneira que há uma dominância monetária na economia, ou seja, a autoridade monetária estabelece de forma independente sua medida econômica definindo a taxa de juros meta. Nesse caso, automaticamente a autoridade fiscal passa a experimentar uma restrição quanto à emissão de títulos pois a taxa de juros dirige a oferta e demanda nesse mercado. Portanto, a autoridade monetária define a quantidade de receitas que o governo terá de senhoriação (crescimento da base monetária) e de emissão de títulos e, por sua vez, a política monetária tem potência no controle da inflação.

Já no caso de a autoridade monetária ser dominada pela autoridade fiscal, esta irá definir de maneira independente seu orçamento, estabelecendo também a receita necessária para cumpri-lo. Desse modo, a autoridade monetária encara uma restrição imposta pelo mercado de títulos e qualquer discrepância entre o arrecadado e o que deve ser gasto pelo governo é financiado pela autoridade monetária, seja na emissão de títulos, seja por meio de receita de senhoriação. Desse modo, a autoridade monetária perde potência na busca por controle de inflação, permitindo inclusive inflação adicional.

Essa lógica gera o que os autores denominam de uma desagradável aritmética monetarista, ou seja, além de perder potência, uma política monetária restritiva pode também acabar por gerar mais inflação ao invés de combatê-la. A mecânica da mesma ocorre quando a autoridade fiscal passa a gerar déficits, a autoridade monetária reage adotando uma política monetária contracionista. A elevação de juros faz com que a dívida cresça e também o pagamento de juros, o que por sua vez passa a crescer mais que a economia. Fazendo com que a dívida assuma também velocidade acima do crescimento econômico. Por fim, a autoridade monetária é obrigada a financiar os déficits governamentais, ainda que em parte, por meio de senhoriagem.

A preocupação de Hamilton e Flavin (1985)³⁴ está em determinar o nível de endividamento que permite com que o governo continue a se financiar por meio de títulos. A construção do modelo teórico da dívida pública se dá a partir da dinâmica de aquisição dos títulos da dívida pelos agentes da economia. Em caso da hipótese de sustentabilidade não ser aceita, assume-se a possibilidade de existência da aritmética indesejável da política monetária de Sargent, Wallace et al. (1981).

Os autores testam a hipótese de Barro (1984), ao assumir que a dívida deve ser equilibrada quando trazida a valor presente. Essa restrição permite que o governo consiga se financiar por meio de emissão de títulos indefinidamente. Para isso basta que a dívida real em nível trazida a valor presente seja estacionária, $B_t \sim I(0)$.

Para a sua demonstração, os autores constroem um modelo com interação entre o mercado de títulos³⁵, as escolhas de política fiscal e o banco central. Portanto, representa-se a dívida real em valor de mercado pela identidade:

$$\frac{B_t}{P_t} \equiv \frac{(1+r)B_{t-1}}{P_{t-1}} - \frac{SUP_t}{P_{t-1}} + \frac{V_t}{P_{t-1}} \quad (1.34)$$

onde,

$$SUP_t = \frac{T_t}{P_t} + \frac{(M_t - M_{t-1})}{P_t} - \frac{G_t}{P_t}$$

$\frac{B_t}{P_t}$ é a dívida mobiliária real do governo³⁶; T_t é a arrecadação; G_t são os gastos do governo; r é a taxa de juros no mercado de títulos; SUP_t é o superávit seja por meio de arrecadação, seja por meio de senhoriagem; V_t corresponde à emissão de títulos no *open market*; G_t corresponde aos gastos do governo.

A inserção de uma taxa de desconto constante permite com que essa identidade possa ser representada na forma de uma restrição intertemporal. Pela substituição recursiva para frente obtém-se:

$$\frac{B_t}{P_t} = \sum_{i=1}^N \frac{(S_{t+i-1} - V_{t+i-1})}{(1+r)^i} + \lim_{N \rightarrow \infty} \frac{B_{t+N-1}}{P_{t+N}(1+r)^N} \quad (1.35)$$

³⁴HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. *On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1985..

³⁵Como simplificação, o efeito das oscilações dos títulos nas emissões está implícito em V_t

³⁶De aqui em diante, assume-se que todas as variáveis são denotadas descontando o efeito dos preços. Para encontrar as possíveis implicações do uso nominal das mesmas ver Costa(2009).

onde o termo $\lim_{N \rightarrow \infty} \frac{B_{t+N-1}}{P_{t+N}(1+r)^N} = 0$, conhecido como condição de transversalidade, permite comparação da taxa de crescimento do estoque da dívida dada uma taxa de desconto³⁷, quando N tende ao infinito. Para que a restrição orçamentária intertemporal do governo seja válida, no limite, esse termo deve-se igualar a zero. Isso implica que a dívida irá ajustar-se ao valor presente dos superávits futuros (seja por emissão monetária, seja por superávit):

$$\frac{B_t}{P_t} = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{(S_{t+i-1} - V_{t+i-1})}{(1+r)^i} \quad (1.36)$$

A interpretação econômica dessa igualdade está no fato do governo sinalizar que está disposto a manter o orçamento equilibrado, a dívida será paga com arrecadação e não com mais dívida. Ou seja, a geração de superávits permite que a dívida seja continuamente financiada pelos investidores. A principal proposição econométrica dos autores é testar a hipótese de raiz unitária do estoque da dívida. Para Hamilton e Flavin (1985), a aceitação da hipótese de raiz unitária é consistente com uma dívida insustentável. Intuitivamente, a dívida é sustentável quando a taxa de emissão de títulos é menor que a taxa de desconto dos mesmos (essa relação admite estacionariedade). A trajetória da dívida deve, portanto, ser estável para que os investidores não exijam um prêmio de risco maior para adquirir títulos do governo.

Hakkio e Rush (1991)³⁸, partem da condição de transversalidade proposta em Hakkio e Rush (1991). Entretanto, sugerem que os teste de raiz unitária apresentam resultados ambíguos ao interpretar a sustentabilidade da dívida pública. Assim como Trehan e Walsh (1991) e Smith e Zin (1991), os autores buscam maior robustez nos resultados ao realizar testes de cointegração das séries de gastos e arrecadação do governo. A hipótese de que as duas séries seguem o mesmo processo gerador é condição necessária para a que a dívida seja sustentável.

A formalização dessa hipótese se dá ao assumir a restrição orçamentária do governo no período t :

$$G_t + (1 + i_t)B_{t-1} = R_t + B_t \quad (1.37)$$

onde, G_t representa os gastos do governo no período t ; i_t é a taxa de juros acumulada entre o período $t-1$ e t ; R_t é a receita da tributação acumulada no período; e, B_t é a receita por meio de emissão de títulos. A passagem da restrição no período t , para uma restrição intertemporal se dá ao introduzir uma taxa de desconto, que diferente de em Hamilton e Flavin (1985), é estocástica (r_t). Para trazer essa relação a valor presente,

$$B_0 = \sum_{t=1}^{\infty} r_t(R_t - G_t) + \lim_{n \rightarrow \infty} r_n B_n \quad (1.38)$$

³⁷Na seção que trata de Bohn (2007), serão abordadas com maior precisão as implicações do processo gerador da taxa de desconto. Por enquanto, assume-se que a mesma é constante.

³⁸HAKKIO, C. S.; RUSH, M. *Is the budget deficit "too large?"*. Economic inquiry, WileyOnline Library, v. 29, n. 3, p. 429-445, 1991.

onde,

$$r_t = \prod_{s=1}^{\infty} \beta_s = \frac{1}{(1+i)_s}$$

A condição de cointegração entre as variáveis é representada por:

$$E[\lim_{j \rightarrow \infty} (r_n B_n) | R, G \sim (m)] = 0 \quad (1.39)$$

De modo que, ainda que essas variáveis sejam não estacionárias, se forem integradas de mesma ordem, a condição necessária para a sustentabilidade da dívida pública é satisfeita. Para provar essa relação, Hakkio e Rush (1991) assumem que a taxa de juros é estacionária com média não condicional igual a i . Ao adicionar e subtrair os juros da dívida, iB_{t-1} , obtém-se:

$$E_t + (1+i)B_{t-1} = R_t + B_t \quad (1.40)$$

onde,

$$E_t = G_t + (i_t - i)B_{t-1} \quad (1.41)$$

Resolvendo recursivamente para frente:

$$B_{t-1} = \sum \beta^{j+1} (R_{t+j} - E_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \beta^{j+1} B_{t+j} \quad (1.42)$$

onde,

$$\beta = \frac{1}{(1+i)} \quad (1.43)$$

Rearranjando a equação:

$$G_t + i_t B_{t-1} = R_t + \sum \beta^{j-1} (\Delta R_{t+j} - \Delta E_{t+j}) + \lim_{j \rightarrow \infty} \beta^{j+1} B_{t+j} \quad (1.44)$$

É possível observar que os gastos totais estão do lado esquerdo da igualdade, pode-se considerar os gastos totais (GT) como gastos com bens e serviços, bem como, serviço da dívida. Assume-se também que a receita, R_t , e E_t são estacionários em diferença:

$$R_t = \alpha_1 + R_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (1.45)$$

$$E_t = \alpha_1 + E_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (1.46)$$

A equação (11) pode ser reescrita então, como:

$$GT_t = \alpha + R_t + \lim_{j \rightarrow \infty} \beta^{j+1} B_{t+j} + \varepsilon_t \quad (1.47)$$

onde,

$$\alpha \equiv \sum \beta^{j-1}(\alpha_1 - \alpha_2) \quad (1.48)$$

$$= \left[\frac{(1+i)}{i} \right] (\alpha_1 - \alpha_2) E_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (1.49)$$

Essa equação é a hipótese central do trabalho de Hakkio e Rush (1991). Para se observar a relação entre os gastos totais e a receita, assume-se que o limite do termo à direita é igual a zero, e a equação é rearranjada de modo a ser reescrita como uma regressão linear:

$$R_t = \alpha + bGT_t + \varepsilon_t \quad (1.50)$$

A hipótese nula é $b = 1$ e ε_t é i.i.d; nesse caso há uma dinâmica estocástica estável na combinação linear dessas duas variáveis. Caso as variáveis sejam não estacionárias, a hipótese nula de cointegração deve ser válida para garantir que o governo atende a restrição orçamentária. Sendo ε_t condição necessária para sustentabilidade, enquanto que $b = 1$ é uma condição fracamente necessária. Desse modo, para Hakkio e Rush (1991), a combinação linear entre receitas e despesas é condição necessária para admitir-se a sustentabilidade da dívida. Mais adiante, Trehan e Walsh (1991) e Bohn (1998, 2007) irão questionar essa hipótese ao sugerir que o processo estocástico que importa é o existente na dinâmica entre superávit, juros e dívida. Intuitivamente, o processo estocástico dos juros pode dominar os demais, uma vez que o mesmo pode crescer exponencialmente.

Trehan e Walsh (1991) ³⁹ também estão preocupados na relação de longo prazo entre as variáveis que compõem a restrição orçamentária do governo como determinantes da sustentabilidade da dívida. Entretanto, a sua contribuição está em relaxar a hipótese de sustentabilidade dependente entre os gastos e a arrecadação do governo serem cointegrados, ao argumentar que a condição suficiente e necessária para a sustentabilidade da dívida é que o resultado nominal seja estacionário. Assim,

$$B_{t-1}r + DEF_t \sim I(0) \quad (1.51)$$

onde $B_{t-1}r$ é o serviço da dívida e DEF_t é o resultado primário. Ao partir de Trehan e Walsh (1991), os autores provam que quando a taxa de juros é constante, a combinação linear entre a dívida e o resultado primário devem ser estacionários para que a hipótese de sustentabilidade seja válida. Entretanto, quando se generaliza o modelo tornando a taxa de juros variável, a hipótese de cointegração não é mais válida. Esse fato sugere que a tendência estocástica da taxa de desconto domina a da dívida, tornando essa combinação linear não estacionária.

A construção teórica dos autores implica em um mecanismo de correção de erro, que como Bohn (2005) irá afirmar a posteriori, apresenta uma interpretação econômica desejável acerca da responsabilidade da autoridade fiscal na condução de suas políticas.

³⁹TREHAN, B.; WALSH, C. E. *Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to us federal budget and current account deficits*. Journal of Money, Credit and banking, JSTOR, v. 23, n. 2, p. 206-223, 1991.

Matematicamente, o déficit e os juros da dívida devem ser cointegrados, como pode-se observar:

$$B_{t-1}r = -DEF_t + \varepsilon_t \quad (1.52)$$

Intuitivamente, o déficit deve reagir na mesma magnitude e em direção oposta aos juros para que a sustentabilidade seja válida. Bohn (1998), irá considerar os testes de Trehan e Walsh (1991) como contraexemplo para provar que a estacionariedade não necessariamente implica em que a restrição orçamentária seja respeitada.

Blanchard (2004)⁴⁰, assim como Sargent, Wallace et al. (1981), parte de uma economia já com alto endividamento, propondo consequências de políticas monetárias ortodoxas de combate à inflação na mesma. Sua contribuição para a discussão sobre coordenação das políticas fiscal e monetária, é introduzir um canal de transmissão alternativo ao proposto por Sargent, Wallace et al. (1981).

Blanchard (2004), constrói o seu modelo a partir de uma economia aberta, com acesso aos investidores internacionais. O canal de transmissão de inflação se dá por meio de câmbio, o qual é afetado por expectativa de calote da dívida e fuga de capitais. Assim, uma dívida elevada pode trazer problemas de financiamento para a economia.

Supondo-se uma inflação elevada, a postura da autoridade monetária a partir da regra de Taylor implica em elevação da taxa de juros real. A reação convencional por meio da demanda agregada faria com que a mesma se reduzisse controlando a inflação. A mesma lógica se dá quando se considera o efeito de uma política monetária restritiva no câmbio, onde, devido a uma maior entrada de capitais por meio do balanço de pagamentos, há uma apreciação da moeda local, o que reduz a demanda agregada, o produto e consequentemente a inflação.

Blanchard (2004) se preocupa com o segundo canal de transmissão. Assim, como os investidores estrangeiros são avessos ao risco, os mesmos geram expectativas quanto à capacidade do governo em arcar com seus compromissos. Desse modo, os investidores buscam algumas sinalizações para a possível (ou não) geração de superávits futuros na economia. A formalização desse modelo se dá a partir de uma equação de fluxo de capital (FC) que determina como essas expectativas são geradas:

$$FC[(1+r) - \phi^{\eta-1}(1+r^*) - (1-\lambda)\theta^*p + N(\phi)] = 0 \quad (1.53)$$

O fluxo de capital é dado por esse equilíbrio, onde, r é a taxa de juros real controlada pelo Banco Central; r^* é a taxa de juros dos títulos americanos; $\phi^{\eta-1} = \frac{\phi^\eta}{\phi}$, denota a depreciação da taxa de câmbio real; θ é um parâmetro que reflete a diferença da percepção de risco no mercado em relação à aversão ao risco média; p é a probabilidade de *default*; e, $N(\phi)$, são as exportações líquidas em função do câmbio real.

É possível observar que o fluxo de capital não depende apenas do diferencia de taxa de juros, mas também, dá probabilidade de *default* (expectativas) dessa economia. Caso o nível de incerteza quanto aos superávits futuros dessa economia forem altos, ela torna-se

⁴⁰BLANCHARD, O. *Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil*. [S.l.], 2004.

mais vulnerável a um possível choque em $(1 - \lambda)\theta^*$, ou seja, mais os investidores buscam outras alternativas de investimentos ou exigem um prêmio pelo risco maior.

A probabilidade de *default* (p) é central na determinação dos efeitos de uma política monetária para o modelo de Blanchard (2004). O mesmo é função do nível de dívida para o próximo período, $p = \psi(B')$, onde:

$$B' = \left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^*p}{1-p} \right) [\mu\phi + (1-\mu)]B - DEF \quad (1.54)$$

O primeiro termo do lado direito da equação mostra que o nível maior de risco de *default*, $(\frac{1}{1-p})$, ou uma maior aversão ao risco, $\lambda\theta^*$, exigem uma maior taxa de retorno, $(1+r)$, para que o valor esperado da dívida no período seguinte permaneça constante. No segundo termo, μ = (a proporção da dívida em dólar); B é a dívida no período atual e DEF é o resultado primário. O risco de *default* guarda relação direta com a dívida e inversa com o resultado primário. A função, $\psi(\cdot)$, irá representar uma distribuição de probabilidade cumulativa onde a probabilidade cresce com mais velocidade quando determinado limite é superado. A probabilidade de *default* é determinada pelo seguinte modelo:

$$p = \psi \left(\left(\frac{1+r}{1-p} + \frac{\lambda\theta^*p}{1-p} \right) [\mu\phi + (1-\mu)]B - DEF \right) \quad (1.55)$$

Para Blanchard (2004), a elevação da taxa básica de juros da economia pode afetar a credibilidade dos investidores, uma vez que havendo atingido um nível elevado de dívida, ou devido uma proporção elevada de dívida em dólar, essa informação pode ser entendida como incapacidade do governo em financiar seus compromissos. Em última instância, uma fuga de capital da economia, desequilibra o balanço de pagamentos e deprecia a taxa de câmbio. Essa dinâmica resulta em elevação da inflação, efeito diametralmente oposto ao que a autoridade monetária se propunha a fazer.

Ainda que esse efeito possa ocorrer por desequilíbrios externos, a sugestão de política econômica de Blanchard (2005) é por meio da política fiscal. Portanto, para o autor, no momento em que a política monetária está dominada pela política fiscal, a primeira não importa mais, o combate dos desequilíbrios na economia se dão pela geração de superávits.

É importante ressaltar que a hipótese de dominância fiscal de Blanchard (2004) difere da proposta de Sargent, Wallace et al. (1981), quanto ao canal de transmissão da "aritmética indesejável" da política monetária. Sargent, Wallace et al. (1981), não inclui preferências ou comportamento dos agentes, e sim, um jogo não cooperativo entre as autoridades fiscal e monetária. Portanto, a contaminação da política monetária pode ser tál, que o efeito contraproducente da política monetária pode ocorrer no futuro mesmo que no presente a inflação reaja negativamente a um desvio na taxa de juros real. Enquanto que para Blanchard (2005), ainda que a dívida elevada represente vulnerabilidade fiscal para essa economia, é necessário que exista uma aversão ao risco por parte dos investidores para que uma elevação da taxa de juros implique em maior inflação no curto prazo.

Bohn (1998, 2005, 2007) ⁴¹ prova que podem haver tipos de processos estocásticos que violam a estacionariedade e cointegração entre as séries, e ainda assim satisfazem a restrição orçamentária⁴². A intuição de sua proposição está em que a estabilidade da dívida não depende necessariamente da sua trajetória, mas sim da reação do governo a uma variação na mesma.

A formalização de sua proposta é realizada a partir da relação entre resultado primário e dívida estabelecida em Trehan e Walsh (1991). Os autores mostram que a condição de transversalidade se aplica, e a restrição orçamentária é satisfeita quando a dívida é cointegrada ao resultado primário e a equação em diferença quase linear de ambas variáveis são integradas de ordem zero:

$$DEF_t + \lambda B_{t-1} = \varepsilon_t, B_t - \lambda B_{t-1}, DEF_t - \lambda DEF_{t-1} \sim I(0) \quad (1.56)$$

sendo, $DEF_t = G_t - T_t$; o déficit primário; $\lambda = 1 + r - \alpha$; $B_t - \lambda B_{t-1}$ implica em $G_t - T_t + (1 + r)B_{t-1}$. Caso λ esteja fora do círculo unitário, nenhuma das séries é estacionária em diferença. A dívida e o resultado primário assumem trajetória de crescimento exponencial à taxa $\lambda - 1 > 0$. Portanto, a relação analítica proposta por Trehan e Walsh (1991), mostra que a condição de transversalidade depende de $\frac{\lambda}{(1+r)} < 1$ para que seja garantida a não ocorrência de esquemas de *ponzi*, $\rho^n E_t[B_{t+1} = B_t(\frac{\lambda}{(1+r)})^n] \rightarrow 0$.

A proposta Trehan e Walsh (1991), assume segundo Bohn (2007), a interpretação do comportamento da autoridade fiscal. Ao considerar a identidade orçamentária e a hipótese de cointegração, $DEF_t + \lambda B_{t-1} = \varepsilon_t \sim I(0)$, obtém-se:

$$B_t = DEF_t + (1 + r_t)B_{t-1} = (1 + r_t - \alpha)B_{t-1} + \epsilon_t \quad (1.57)$$

A diferença quase-linear, $B_t - \lambda B_{t-1}$, deve ser estacionária em: $\lambda = 1 + r - \alpha$. Portanto, em essência, se está analisando uma relação de correção de erro:

$$DEF_t = -\alpha B_{t-1} + \epsilon_t \quad (1.58)$$

De modo que, a análise de sustentabilidade passa a ser função dos parâmetros α e r . $\alpha > r$ implica em dívida estacionária (não existência de esquemas de *ponzi*). Já $\alpha < r$ significa que a dívida assumiu trajetória de crescimento exponencial - um caso específico pode ser considerado quando $0 < \alpha < r$ que apesar da dívida assumir uma trajetória de crescimento mais acelerada, ainda não é suficiente para se garantir insustentabilidade da dívida.

⁴¹BOHN, H. *The sustainability of budget deficits in a stochastic economy*. Journal of Money, Credit and Banking, JSTOR, v. 27, n. 1, p. 257-271, 1995.

BOHN, H. **The behavior of us public debt and deficits**. The Quarterly Journal of economics, Oxford University Press, v. 113, n. 3, p. 949-963, 1998.

BOHN, H. *The sustainability of fiscal policy in the united states*, 2005.

BOHN, H. *Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint?* Journal of monetary Economics, Elsevier, v. 54, n. 7, p.1837-1847, 2007.

⁴²Bohn (2005) ressalta ainda que a proximidade das raízes desses operadores do círculo unitário pode gerar erro do tipo I e do tipo II.

Bohn (2007), ainda ressalta que a trajetória per si, pode não ser suficiente para garantir ou não a sustentabilidade. Uma vez que outras variáveis podem levar os credores a não emprestar ou até continuar emprestando ainda que a trajetória seja ainda insustentável.

1.4 Metodologia: Estratégia Empírica

O modelo empregado no trabalho é o proposto em Bohn (1998, 2005, 2007), e a construção metodológica segue Chicoli (2016) e Simonassi, Arraes e Sena (2014) no que se trata da aplicação empírica da reação fiscal do governo. Uma complementação a esses trabalhos é obtida em Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) para identificar a dinâmica das variáveis de política monetária e fiscal, bem como a interação entre essas políticas em períodos recentes.

1.4.1 Modelagem Teórica

Bohn (2005, 2007) estabelece um simples teste de resposta do superávit primário ao estoque da dívida pública, ambos em relação ao PIB. A análise estatística sugere que a variável dívida é dominada pela variável superávit primário. Uma análise intuitiva sugere que o governo possui disposição política (ou não) para reverter a trajetória de expansão do endividamento. Assim, a análise tem ganhos, de intuição econômica, e de robustez de resultados.

Todavia segundo Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), a sustentabilidade das contas públicas pode ser atingida não por esforço fiscal e sim por imposto inflacionário. A hipótese de a dívida do setor público ser ajustada pela senhoriagem ou pela necessidade de geração de superávits futuros. O teste proposto parte da igualdade:

$$G_t - T_t + iB_{t-1} = (M_t - M_{t-1}) + (B_t - B_{t-1}) \quad (1.59)$$

onde, $G_t - T_t + iB_{t-1}$, é a necessidade de financiamento do setor público nominal; G_t representa os gastos do governo, T_t é a arrecadação do governo, i é a taxa nominal de juros e B_t é o estoque da dívida em t . $(M_t - M_{t-1})$ é a dinâmica do estoque de moeda e $(B_t - B_{t-1})$ é a variação do estoque da dívida. É desejável expressar essa relação em proporção do PIB e como argumenta Costa (2009), em termos reais de modo a evitar o efeito de circularidade da moeda. Desse modo, ambos os lados da equação serão divididos pelo produto real y_t e pelo nível geral de preços p_t

$$\frac{G_t}{y_t p_t} - \frac{T_t}{y_t p_t} + \frac{iB_{t-1}}{y_t p_t} = \frac{(M_t - M_{t-1})}{y_t p_t} + \frac{(B_t - B_{t-1})}{y_t p_t} \quad (1.60)$$

obtem-se,

$$g_t - \tau_t + r b_t = \sigma_t + (b_t - b_{t-1}) \quad (1.61)$$

rearranjando,

$$b_t = (d_t - \sigma_t) + \frac{1+r}{1+\rho} b_{t-1} \quad (1.62)$$

onde $d_t = g_t - \tau_t b_t$ é o estoque da dívida real; g_t e τ_t são respectivamente os gastos e a arrecadação reais, e σ_t é a senhoriagem, todos em proporção ao PIB; r é a taxa de juros real e ρ é a taxa de crescimento da economia. É possível observar nesse arcabouço que o estoque da dívida depende do esforço fiscal, da geração de senhoriagem e da relação existente entre crescimento econômico e crescimento da taxa de juros, o que deriva da dinâmica da economia.

A solução recursiva em $t + 1$, pode-se expressar como em função dos valores esperados da dívida em t . Nessa especificação chega-se a uma relação intertemporal entre as variáveis que precificam a dívida:

$$b_t = - \sum_{j=t}^{\infty} \left[\frac{1+r}{1+\rho} \right]^{-j} [(t g_j - t \tau_j) - t \sigma_j] \quad (1.63)$$

Para que essa relação se torne uma restrição intertemporal da dívida do governo, a condição de transversalidade⁴³ deve ser respeitada:

$$\lim_{N \rightarrow \infty} \left[\frac{1+r}{1+\rho} \right]^{-N} (t b_N) = 0 \quad (1.64)$$

Caso essa condição não seja respeitada, admite-se a possibilidade dos chamados jogos de *ponzi*⁴⁴. Isso implica em não sustentabilidade da mesma, ao passo em que a dinâmica se torna explosiva. A aceitação dessa condição implica em que o fluxo futuro de superávits e senhoriagem é suficiente para manter a dívida estável.

Considerando-se a senhoriagem nula, e a taxa de juros estocástica, essa relação passa a ter como descreve Costa (2009), o ajuste do preço da dívida incorporado a partir das dimensões tempo e risco. O uso da taxa de desconto adequada é ponto central para a garantia de sustentabilidade, segundo Bohn (1995, 2005). Desse modo, a restrição orçamentária quando se incorpora a incerteza na economia pode ser especificada da seguinte maneira

$$\frac{B_t}{p_t} = E_t \left[\sum_{v=1}^{\infty} m_{t+v} \frac{(T_{t+v} - G_{t+v})}{p_{t+v}} \right] \quad (1.65)$$

onde, $E_t[\cdot]$ é a esperança dado as informações disponíveis ao investidor no período t e m_t é a taxa de desconto. A intuição nesse modelo sugere que os desequilíbrios da dívida não compensados pelos fluxos futuros de superávit, devam ser naturalmente corrigidos pelo denominador dessa relação; a inflação. Desse modo, a política fiscal passa a determinar a

⁴³Essa condição assume que a economia está em uma dinâmica de crescimento estável, na qual, a taxa de crescimento do produto deve ser menor que a taxa de crescimento da taxa de juros. Blanchard e Weil (2001) levantam ceticismo à validade dessa hipótese em uma economia estocástica. Uma análise matemática mais rigorosa do problema de otimização dinâmica, prova que a maximização da utilidade de um agente que vive infinitamente, exige a condição de transversalidade para que a função seja côncava.

⁴⁴Jogos de *ponzi* ocorrem quando a taxa de rentabilidade da dívida pública cresce a uma velocidade superior ao crescimento da taxa básica de juros. Isso implica que o governo pagará dívida com mais dívida, rolando-a indefinidamente. Os modelos convencionais de sustentabilidade da dívida pública não admitem essa hipótese (AZIZI et al., 2012)

política monetária. Para analisar a interação entre as políticas fiscal e monetária, a partir do modelo proposto em Sargent, Wallace et al. (1981), Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) recorrem à seguinte equação:

$$b_t = d_t - \left[\frac{M_t - M_{t-1}}{p_t y_t} \right] + \frac{1+r}{1+\rho} b_{t-1} \quad (1.66)$$

Ao considerar que a taxa de juros cresce acima da taxa de crescimento da economia, e o governo se nega à monetização, e, a dívida deve crescer dominada pelo fator de expansão da taxa de juros. Sargent, Wallace et al. (1981) admitem que esse crescimento, em que a autoridade monetária se nega a agir, se dá até o momento em que $t < T$, quando $t > T$; o Banco Central passa a expandir a oferta monetária para pagar a dívida e a desagradável aritmética monetarista passa a ser válida.

O nível de dívida em T não é especificado pelos autores. Assim, como admitem Hakkio e Rush (1991) e Bohn (2007), a dívida reflete características particulares de cada país. Portanto, incerteza política, representatividade e solidez das instituições e conjuntura econômica podem explicar com melhor precisão esse limite da dívida. Esses fatores devem, não obstante, refletir a expectativa dos investidores quanto à capacidade de solvência do governo. Em termos de modelo, esse valor T será representado por $b_t(\mu)$, ou seja, a partir de T , não é possível continuar a financiar as atividades do governo.

A determinação da quantidade de emissão monetária que deve ser gerada para manter a dívida em T , é representado por

$$\left(\frac{M_t - M_{t-1}}{p_t y_t} \right) = d_t - b_t(\mu) \left(1 - \frac{1+r}{1+\rho} \right) \quad (1.67)$$

Essa especificação torna claro o que determina a dinâmica da base monetária nesse modelo e responde com sinal positivo a uma redução no déficit d_t e ao crescimento maior na economia ρ . Ademais, como pode-se observar, no caso de um aumento na taxa de juros, a oferta de moeda se eleva ao invés de se contrair.

Os postulados da macroeconomia neoclássica, os quais consideravam a demanda por moeda como proporcional ao produto nominal, $M_t^d = py$, o modelo proposto em Sargent, Wallace et al. (1981) torna intuitivas as consequências da aritmética monetarista desagradável no longo prazo. Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) caracteriza o estoque de moeda em t a partir da notação $M_t = (1+\mu)M_{t-1}$, e o equilíbrio dinâmico da teoria quantitativa da moeda como $(1+\mu) = (1+\pi)(1+\rho)$. Substituindo a equação 1.66 em 1.67, é possível encontrar,

$$\frac{[(1+\pi)(1+\rho) - 1]}{(1+\pi)(1+\rho)} = d_t + \frac{r-\rho}{1+\rho} b_T(\mu) \quad (1.68)$$

O resultado intuitivo apresentado por Sargent, Wallace et al. (1981), é que fixada a taxa de crescimento do PIB, a inflação guarda uma relação positiva com o estoque de dívida $b_T(\mu)$, de modo que o nível de dívida em T , gera pressão inflacionária em $t > T$. As ações do Banco Central passam a ser dominadas pela política fiscal, ao passo em que o orçamento do governo passa a ser financiado pela autoridade monetária por meio de

imposto inflacionário. Ainda que a dívida assuma trajetória sustentável depois de T , as ações do Banco Central com base na Regra de Taylor, são dominadas pela dinâmica da dívida. Desse modo, o resultado intuitivo, é que a inflação passa a ser fisheriana, não mais sendo válido que um aumento na taxa real de juros reduz a inflação. A política monetária pode tornar-se, inclusive, contraproducente⁴⁵.

Admite-se ainda que caso as expectativas dos agentes nessa economia sejam racionais, essa relação pode-se estabelecer ainda no curto prazo. Para o período de 1974 até 1989, Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) não encontra indícios de dominância fiscal nos moldes propostos em Sargent, Wallace et al. (1981). O autor argumenta que a dívida no período não apresentou trajetória explosiva, ou seja, a autoridade monetária se recusou a financiar a dívida por meio de senhoriagem. Ademais, caso a hipótese de existência de expectativas racionais fosse válida, haveria a tendência a geração de bolha inflacionária e a inflação se elevaria mesmo antes de ocorrer a emissão monetária. Essas condições são refutadas para o período.

Todavia, o autor aceitou a existência de uma variante da desagradável aritmética monetarista. A moeda era passiva e a senhoriagem endógena. Não havia resistência da autoridade monetária quanto a ancorar as expectativas de inflação, ao passo em que era complacente com a imposição do orçamento por parte da autoridade fiscal. Desse modo, pode ser entendido que havia a condução discricionária da política monetária e o déficit era financiado por meio de imposto inflacionário dentro da mesma lógica da equação.

Para testar essa hipótese alternativa, o autor parte da equação para construir o modelo empírico

$$b_t - b_{t-1} = [(g_t + rb_{t-1} - \tau t) - \sigma_t] + u_t \quad (1.69)$$

todas as variáveis em termos reais e em proporção ao PIB. Esse modelo seguirá a construção de Pastore, Gazzano e Pinotti (2014). A motivação de utilizar na pesquisa essa argumentação teórica está em identificar qual foi a interação entre o Banco Central e o Tesouro no período de análise. Para isso serão realizados testes de raiz unitária na dívida, bem como será testada a cointegração das variáveis da equação 1.69. Caso a relação $(g_t + rb_{t-1} - \tau t)$ sejam uma combinação linear, sem a necessidade de introduzir a senhoriagem, $[(.) - \sigma_t]$, então a dívida é sustentável e o governo não fez uso de imposto inflacionário para financiar o déficit. A estimação da cointegração se dá ao seguir o procedimento proposto em Johansen (1991).

A principal crítica metodológica de Bohn (1998, 2005, 2007), sobretudo econométrica, diz respeito a validade de testes de raiz unitária para comprovar a sustentabilidade ou não da dívida pública. Apesar de outros autores, como foi discutido na seção 2 sobre a revisão teórica, terem sido críticos ao ponto de sugerir diferentes combinações entre as variáveis ou integração de ordens diferentes como válidas, Bohn, foi o mais enfático. As críticas do autor se dividem em: i) fragilidades inerentes aos testes de raiz unitária de cometer erros do tipo I ou II; ii) a arbitrariedade que os outros autores postulam ao testar a ordem de

⁴⁵A Dominância Fiscal é um sintoma de uma economia com sérios problemas fiscais, como é o caso da Brasileira. Para um levantamento teórico e empírico mais amplo, ver D'Abadia (2016) e para uma abordagem fiscalista, ver Loyo (1999).

integração das variáveis; e, iii) talvez a sua maior crítica, a ausência de intuição econômica que os testes anteriores possuem, sendo incapazes de avaliar a condução da política fiscal.

Ao explorar a dívida americana de 1791 até 2003, Bohn (2005) encontra que as medidas de dispersão tendem a variar em diferentes cortes amostrais. O seu propósito com essa observação é de fundamentar sua crítica quanto aos testes existentes de raiz unitária. Quando os testes são realizados, os resultados se mostram ambíguos e divergentes quando se realizam outros testes; o teste Phillips Perron acomoda heterocedasticidade, ignora a auto correlação residual. Já o Dickey Fuller Aumentado pondera a autorregressividade, todavia não considera a heterocedasticidade. O KPSS inverte a hipótese nula e permite a existência de auto correlação residual nas séries.

Entretanto, insistindo nos testes empíricos, o autor sustenta que os resultados são ambíguos e divergentes entre os diferentes testes. Outro ponto sustentado pelo autor, é a possibilidade de se definir a variável para o teste. Quando o superávit primário, o nominal e a dívida, todas podem ser integradas diferentes, e ainda assim não é possível afirmar que a dívida é insustentável ou sustentável. Ademais, enquanto Hamilton e Flavin (1985), por exemplo, realizam os testes com as variáveis em nível, Hakkio e Rush (1991) e Trehan e Walsh (1991) flexibilizam a ordem da integrada. Quando qualquer variável é diferenciada mais de uma vez, passa a surgir dificuldade na interpretação econômica dos resultados. Nesse sentido, Bohn (2007) argumenta que o pesquisador pode se ver tentado a diferenciar a variável até encontrar a integrada de ordem zero $\Delta^m \sim I(0)$.

Por fim, Bohn (2005, 2007), afirma que a sustentabilidade fiscal implica em duas questões principais: i) qual é a condução de política fiscal eficiente? e; ii) determinado governo (ou políticas) foi fiscalmente responsável? Segundo o autor, a literatura vigente não aborda com propriedade essas questões, baseia-se a análise de sustentabilidade na sua trajetória. Isso implica na existência de uma restrição orçamentária para o governo.

Bohn (2005, 2007) diverge da literatura sobre o tema ao tornar as condições de estacionariedade e cointegração suficientes, entretanto, não necessárias para se afirmar que a dívida do setor público é sustentável. A construção do modelo de Bohn (2005) parte das mesmas premissas dos autores anteriores, inclusive a utilizada por Pastore, Gazzano e Pinotti (2014)⁴⁶. Abaixo estão apresentadas respectivamente, a restrição – fluxo do governo e a condição de transversalidade.

$$b_t = E_t \left[\sum_{v=1}^{\infty} m_{t+v} s_{t+v} \right] \quad (1.70)$$

$$\lim_{v \rightarrow \infty} E_t[m_{t,v} b_{t+v}] = 0 \quad (1.71)$$

Pode-se observar que as relações estabelecidas aqui são idênticas às que Hamilton e Flavin (1985) já estabelecia ⁴⁷, portanto, foram replicadas pelos autores a posteriori.

⁴⁶Portanto, nessa seção os conceitos serão apenas retomados de maneira simplificada e não serão realizadas mais abstrações matemáticas, e sim uma abordagem mais sólida no significado econômico das relações.

⁴⁷Note-se que o subscrito indica que $m_{t,n}$ é um kernel que indica que a taxa de desconto é considerada estocástica. Cada taxa de juros nesse espaço é considerada um estado da natureza, ou seja, reflete diferentes condições econômico-políticas nesse país.

O propósito é explorar as intuições econômicas do modelo. É importante ressaltar inicialmente que a equação 1.70 é uma identidade, ou seja, ela é em última instância a precificação da dívida. O lado direito da equação, há alguma alteração nos juros da dívida ou mesmo na dinâmica do ciclo econômico, que por sua vez pode alterar a arrecadação e/ou dos gastos primários, o que impacta o superávit primário. Sendo assim, haverá obrigatoriamente um ajustamento no valor de mercado dessa dívida. Essa relação precifica essa dívida, a abstração que resta é, em qual momento ela é de fato uma restrição.

Como já foi discutido, a literatura sobre dívida pública não deixa claro um valor ou relação dívida/PIB consideradas limite para que a dívida seja considerada sustentável. Isso decorre do fato de que existem diferenças importantes na dívida de um governo, quando comparado a uma empresa ou pessoa física. Países não desaparecem como empresas. Ainda nessa linha, alterações no superávit dependem não só das condições econômicas, como também das condições políticas de um país.

A simplificação realizada para determinar o limite de sustentabilidade se dá pelo interesse que o credor tem para continuar financiando a dívida. É nesse contexto que a condição de transversalidade é importante. Matematicamente, ela implica que a dívida não é explosiva, há convergência quando tende ao infinito no tempo. Do contrário, a dívida tende ao infinito, ou não é possível determiná-la.

É possível concluir que por algum motivo, seja econômico ou político, se o investidor entende que há um maior risco, ele exigirá um maior retorno (ou taxa de juros). Entretanto, caso essa dívida tenda ao infinito, ou seja, a condição de transversalidade não é satisfeita. O investidor passa a entender que a probabilidade de default é muito elevada e buscará alguma alternativa de investimento com prêmio de risco mais elevado.

Para que a restrição orçamentária do governo exista, essa condição deve ser satisfeita. Nesse caso, a dívida igualará o valor presente dos fluxos de superávit em todos os estados da natureza; a propensão dos agentes superavitários a financiar o governo é o que explica a existência de uma restrição para esse modelo. Para Bohn (2005), a análise de raiz unitária se adapta bem quando a taxa de desconto é considerada constante, entretanto, quando essa taxa passa a ser estocástica, esses resultados são ambíguos.

Para construir a função de reação fiscal, Bohn (2005) parte da especificação de cointegração proposta em Trehan e Walsh (1991). A combinação linear $s_t - \alpha b_{t-1} = u_t$ quando u_t é um processo estacionário. Resolvendo recursivamente para frente, a especificação da combinação linear se torna

$$b_{t+1} = (1+r)b_t - s_{t+1} = (1+r-\alpha)b_t + \varepsilon_{t+1} \quad (1.72)$$

dado $\lambda = 1+r-\alpha$, para que o crescimento da dívida não seja dominado pela taxa de juros r , $\alpha > r$. Ou seja, assume-se que a relação é positiva entre dívida e superávit $\alpha = 1+r-\lambda > 0$. Esse resultado é considerado por Bohn (2005, 2007) como esclarecedor e intuitivo do ponto de vista econômico. É possível estabelecer uma relação de correção de erro, onde um aumento na dívida deve ser compensado por uma elevação do superávit. Isso evita que a dívida assuma trajetória explosiva no futuro.

Nas palavras de (BOHN, 2005, p. 20): [...] *the implicit stationarity and ergodicity assumptions should be acknowledged. Stationarity is commonly assumed in applied economies, but unusually important here because sustainability can only be evaluated by extrapolating current policies into the indefinite future.*

Em suma, a modelagem da sustentabilidade da dívida assume uma equação de precificação da mesma. Para que seja sustentável, analiticamente, a otimização dinâmica da dívida deve ser convergente, ou assumir uma função côncava⁴⁸. Caso isso ocorra, na nomenclatura dessa literatura, assume-se que a condição de transversalidade seja satisfeita. O teste de senhoriagem proposto na primeira parte dessa seção, pressupõe a condição de transversalidade pode ser atendida por meio de inflação ou senhoriagem⁴⁹. Bohn (1998, 1995, 2005, 2007) vai além; fundamenta suas críticas nas condições analíticas com pouca aderência à realidade, técnica econométrica e na intuição econômica. Na proposição do autor, para que a dívida seja estável, o esforço fiscal deve compensar o aumento do estoque da dívida. Com isso, a análise de sustentabilidade se torna mais elucidativa no sentido econômico. É possível definir se a autoridade fiscal é responsável e se tem força política e institucional para manter a dívida sustentável.

1.4.2 Modelagem Econométrica

O modelo de Vetores Autorregressivos proposto por Sims (1980), é uma resposta ao problema de identificação existente nos modelos multivariados que o precedem. A escolha de variáveis *ad hoc* e *a priori*, fazem parte da crítica severa que o autor faz. Em Sims et al. (1986), o autor mostra que a modelagem VAR é desejável para mensuração do impacto de políticas econômicas e respostas das variáveis a choques inesperados. Nessa seção será realizada a formalização do modelo padrão, com base na notação e exemplos de Enders (2004).

Inicialmente, de forma ilustrativa, pode-se tratar todas as variáveis simetricamente como uma extensão natural da equação de transferência. No caso bivariado, y_t é afetada pelas observações correntes e passadas de z_t , ao mesmo tempo em que z_t depende da trajetória passada de y_t . Considerando o sistema abaixo:

$$y_t = b_{10} - b_{12}z_t + \Gamma_{11}y_{t-1} + \Gamma_{22}z_{t-1} + \varepsilon_{yt} \quad (1.73)$$

$$z_t = b_{20} - b_{21}y_t + \Gamma_{21}z_{t-1} + \Gamma_{22}y_{t-1} + \varepsilon_{zt} \quad (1.74)$$

onde é assumido i. que y_t e z_t ambos estacionários; e, ii. ε_{yt} e ε_{zt} são termos de erro ruído branco com desvio padrão respectivamente δ_y e δ_x . A estrutura do sistema incorpora

⁴⁸Intuitivamente, essa condição só ocorre caso a economia tenha dinâmica eficiente ($\dot{y} < \dot{r}$), e os títulos públicos cresçam a uma velocidade inferior à taxa de juros ($\dot{b} < \dot{r}$). Com um pouco de abstração, é possível concluir que isso ocorre em uma situação de superávit. Suponha que os gastos (g) cresçam mais que a arrecadação (t), então $\dot{b} > \dot{r}$. Isso implicaria em uma dinâmica não eficiente da economia, visto que a economia deverá crescer mais que a taxa de desconto, $\dot{y} > \dot{r}$, para compensar o déficit. Nesse caso a dinâmica econômica é não eficiente.

⁴⁹Uma provocação ao leitor, é lembrar que para os credores, interessa que a rentabilidade seja em termos reais. Portanto, pela Equação de Fisher, $r = i + \pi$, é possível observar que a taxa de juros real (r) pode ser corroída pela inflação (π) em caso de não ajustamento da taxa de juros nominal (i). Prova-se aqui que a inflação, por si só, é uma espécie de *default* da dívida.

endogeneidade entre as variáveis desde que y_t e z_t são mutuamente afetadas. Por exemplo, $-b_{21}$ é o efeito contemporâneo da mudança de z_t em y_t , e γ_t é o efeito marginal de y_{t-1} em z_t . Desse modo, esse sistema pode ser usado para capturar o efeito *feedback* entre as variáveis (ENDERS, 2004).

As equações 1.80 e 1.81 não estão na sua forma reduzida, o que torna a estimação via MQO não confiável, pois é violado o pressuposto de não correlação entre o termo de erro e a variável explicativa. Pode – se então, utilizar uma transformação matricial para encontrar um sistema adequado, que recupere a equação primitiva (ENDERS, 2004):

$$\begin{bmatrix} 1 & b_{12} \\ b_{21} & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (1.75)$$

Ou

$$Bx_t = B_0 - B_1x_{t-1} + u_t \quad (1.76)$$

Premultiplicando por, B^{-1} , chega-se à forma VAR padrão,

$$x_t = A_0 - A_1x_{t-1} + v_t \quad (1.77)$$

onde

$$A_0 = B^{-1}B_0; B^{-1}B_1 = A_1; v_t = B^{-1}u_t$$

ou

Desse modo, a equação 1.77 torna o sistema estimável por MQO quando passa da forma estrutural para o VAR padrão ao se for possível recuperar as informações presentes na matriz de impactos contemporâneos. Para isso, como argumenta Enders (2004) decompondo os resíduos a partir da decomposição de *Choleski* tem-se:

$$B^{-1} \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix}$$

Agora, premultiplicando a forma primitiva encontra-se,

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Gamma_{11} & \Gamma_{12} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 1 & -b_{12} \\ 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (1.78)$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ z_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} b_{10} - b_{12} \\ b_{20} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Gamma_{11} - b_{12}\Gamma_{21} & \Gamma_{12} - b_{12}\Gamma_{22} \\ \Gamma_{21} & \Gamma_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \epsilon_{yt} - b_{12}\epsilon_{zt} \\ \epsilon_{zt} \end{bmatrix} \quad (1.79)$$

Na forma de MQO, tem-se:

$$y_t = a_{10} - a_{12}z_t + \Gamma_{11}y_{t-1} + \Gamma_{22}z_{t-1} + e_{yt} \quad (1.80)$$

$$z_t = a_{20} - a_{21}y_t + \Gamma_{21}z_{t-1} + \Gamma_{22}y_{t-1} + e_{zt} \quad (1.81)$$

Onde a_{ij} são os parâmetros a serem estimados. Como a restrição impõe $b_{21} = 0$, então $e_{1t} = \epsilon_{yt} - b_{12}\epsilon_{zt}$ e $e_{2t} = \epsilon_{zt}$. Consequentemente, a matriz variância-covariância é composta dos termos $\sigma(e_1) = \sigma_y^2 + b_{12}\sigma_z^2$; $\sigma(e_2) = \sigma_z^2$; $Cov(e_1, e_2) = -b_{12}\sigma_z^2$.

Portanto, para tornar o sistema estimável por método de Mínimos Quadrados Ordinários, deve-se passar da forma estrutural para a forma reduzida ou padrão, impondo restrições à matriz de impactos contemporâneos e recuperando os mesmos (MAIA, 2002). Com exercícios simples de álgebra, pode-se obter um vetor auto-regressivo chamado de forma-padrão da estrutura de sistemas VAR matricial.

O modelo acima pode ser especificado e generalizado para um modelo VAR de ordem (p):

$$x_t = A_0 - A_1 x_{t-1} + \dots + A_p x_{t-p} + v_t, p = 1, 2, 3 \dots \quad (1.82)$$

em que $x_t = (y_t, z_t)'$ é um vetor ($k \times 1$), a matriz de coeficientes A_1 é fixa de ordem ($k \times k$) e $A_0 = (a_1, \dots, a_k)'$ é um vetor de interceptos ($k \times 1$), que permite que o intercepto não tenha média zero. Ademais, $\varepsilon_t = (\varepsilon_{yt}, \varepsilon_{zt})'$ é um processo de inovações com ruído branco. Desse modo, essa especificação garante que $E(\varepsilon_t) = 0$, que a variância seja constante, $E(\varepsilon_t, \varepsilon_{zt}) = \Sigma$ e não existe autocorrelação residual, $E(\varepsilon_t \varepsilon_s) = 0$ para todo s . Desse modo, Sims (1980) tornou os modelos capazes de serem analisados por meio de choques inesperados.

A hipótese de estacionariedade é básica para estimação do modelo pelos métodos tradicionais. Entretanto, como ressalta Maia (2002), uma questão crucial é verificar se os erros estão correlacionados, sendo esse um ponto crítico a ser elucidado. Somente no caso especial em que $b_{12} = b_{21} = 0$, os choques nos resíduos deixarão de ser correlacionados. Portanto, em geral, a covariância não será zero, e os dois choques estão intimamente ligados dentro do modelo. Assim, a matriz variância-covariância é constante no tempo.

Em um modelo autoregressivo de primeira ordem $y_t = a_0 - a_1 y_{t-1} + \varepsilon_t$, a condição de estabilidade é que a_1 seja menos que um em termos módulo. Existe uma relação direta entre a condição de estabilidade e a matriz A_1 em um VAR de primeira ordem. Aplicando recursivamente no passado, temos:

$$x_t = A_0 - A_1(A_1 x_{t-2} + \varepsilon_{t-1}) + e_t = (I - A_1)A_0 + A_1^2 x_{t-2} + A_1 \varepsilon_{t-1} + e_t \quad (1.83)$$

onde $I_{I \in 2 \times 2}$ é a matriz identidade.

Depois de n interações,

$$x_t = (I + A_1 + \dots + A_1^n)A_0 + \sum_{i=0}^n A_1^i e_{t-i} + A_1^{n+1} x_{t-n-1} \quad (1.84)$$

À medida que o processo continua recursivamente no passado, a convergência requer que a série A_1^n desapareça quando n vai para o infinito. Assumindo que a condição de estabilidade é alcançada, então a solução de x_t é:

$$x_t = \sum_{i=0}^n A_1^i e_{t-i} \quad (1.85)$$

De modo que, se abstrai da condição inicial que entre as variáveis endógenas serão conjuntamente estacionárias se a condição de estabilidade é mantida. Cada série tem média invariável, e uma variância invariante e finita (ENDERS, 2004).

1.4.2.1 Modelo de Correção de Erros

Ainda que duas séries de tempo sejam não estacionárias individualmente, a combinação linear das mesmas pode ser. Caso as variáveis dessa pesquisa assumam uma dinâmica comum, então é possível representá-las em uma especificação de Vetores Autorregressivos (VAR) mais completa⁵⁰, denominada de Vetor de Correção de Erros (VECM).

Dessa forma, a análise econométrica e econômica tem ganhos de interpretação. Isso porque, caso haja cointegração entre a necessidade de financiamento do setor público e a dívida pública, pode-se estabelecer uma relação de longo e curto prazo entre ambas as séries de tempo. Conforme o teorema da representação de Engle e Granger (1987) definem-se, os elementos do vetor $X_t, nx1$ são cointegrados $X_t \sim CI(d, b)$ se

$$u_t = X_t' \beta \sim I(d - b), b > 0$$

Caso a tendência estocástica seja comum a todas as variáveis, então $X_t' \beta = 0$. Portanto há uma tendência de equilíbrio de longo prazo, visto que, β é o vetor de cointegração que define a combinação linear entre os elementos do conjunto. Os desvios dessa tendência são representados pelo termo de erro u_t , os quais caracterizam os desequilíbrios de curto prazo. Dado que u_t é estacionário, então os choques de curto prazo tendem a se dissipar.

Apesar de permitir que o modelo tenha variáveis endógenas, o modelo VAR, ao exigir que as variáveis sejam estacionárias, acaba omitindo variáveis relevantes. Desse modo, a especificação do Modelo de Correção de Erros (MCE), por meio de um VECM torna-se mais completa. Suponhamos o exemplo inspirado em Bueno (2015):

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \dots + \Phi_p X_{t-p} + e_t \quad (1.86)$$

Nesse modelo multivariado, cada X_t é um vetor $nx1$ de variáveis endógenas. Encontrando a inversa, essa relação pode ser escrita como:

$$[I - (\Phi_1 L + \Phi_2 L^2 + \dots + \Phi_p L^p)] X_t = e_t$$

$$\Phi_p(L) X_t = e_t \quad (1.87)$$

O polinômio característico é dado por

$$\Phi(Z)(L) X_t = I - \sum_{i=1}^p \Phi_i Z^i \quad (1.88)$$

Onde Z é uma matriz diagonal com n elementos. Para que a relação seja estacionária, os valores da matriz devem estar fora do círculo unitário. Caso a matriz seja invertível, é possível separar Φ em uma tendência de longo prazo e os desvios em torno dela $\Phi = \alpha \beta'$.

Analiticamente, ao partir da formulação $\Phi_p(L) X_t = e_t$, podemos seguir Bueno (2015) e desenvolver a forma analítica do VAR(3):

⁵⁰Ver Enders (2004) e Bueno (2015) para uma passagem mais detalhada de uma especificação VAR para o VECM.

$$X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-3} + e_t \quad (1.89)$$

Somando e subtraindo $\Phi_3 X_{t-2}$

$$\begin{aligned} X_t &= \Phi_1 X_{t-1} + \Phi_2 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-2} - \Phi_3 X_{t-2} + \Phi_3 X_{t-3} + e_t \\ &= \Phi_1 X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-2} - \Phi_3 X_{t-2} + e_t \end{aligned} \quad (1.90)$$

Agora, somando e subtraindo $(\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1}$

$$\begin{aligned} X_t &= \Phi_1 X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} + (\Phi_2 + \Phi_3) X_{t-2} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \\ &= (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \end{aligned} \quad (1.91)$$

Por fim, ao subtrair X_{t-1} de ambos os lados, obtem-se a versão do VAR em forma de correção de erros VECM

$$X_t - X_{t-1} = -X_{t-1} + (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3) X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \quad (1.92)$$

$$\Delta X_t = -[I - (\Phi_1 + \Phi_2 + \Phi_3)] X_{t-1} - (\Phi_2 + \Phi_3) \Delta X_{t-1} - \Phi_3 \Delta X_{t-2} + e_t \quad (1.93)$$

$$\Delta X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^2 \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (1.94)$$

onde,

$$\Lambda_i = - \sum_{j=1+i}^3 \Phi_j, i = 1, 2.$$

O caso geral é,

$$\Delta X_t = \Phi_1 X_{t-1} + \sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i} + e_t \quad (1.95)$$

Portanto, quando o conjunto X_t tiver vetores cointegrados, denotado por $X_t \sim CI(1,1)$, esse conjunto pode ser representado por um modelo VECM. O componente de curto prazo na equação será $\sum_{i=1}^{p-1} \Lambda_i \Delta X_{t-i}$; enquanto que a relação de longo prazo é dada pelo vetor $\Phi_1 X_{t-1}$

O processo de estimação do modelo pode seguir dois passos. Primeiro obtem-se o vetor de cointegração de longo prazo. Depois, usa-se o vetor de cointegração como input na especificação de Vetores Autorregressivos, encontrando assim a correção dinâmica. Segue-se aqui o procedimento de Johansen (1991), que usa dois testes baseados na estimação de máximo verossimilhança com restrição. Johansen propõe dois testes, sendo o primeiro o teste do traço, o qual assume hipótese nula a existência de r^* contra $r > r^*$ vetores de cointegração como hipótese alternativa. A estatística é dada por:

$$\lambda_{tr}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (1.96)$$

Caso não exista cointegração, os autovalores da matriz Φ são próximos de zero, havendo não estacionariedade ou instabilidade. Em contraste, caso o autovalor λ seja elevado, a estatística apontará para a hipótese alternativa.

O outro teste proposto pelo autor é o de máximo autovalor. O testes possui a hipótese nula de existência de r^* vetores de cointegração, e a hipótese alternativa de que são $r^* + 1$ vetores. A estatística do teste é formalizada assim:

$$LR(r) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (1.97)$$

O objetivo do testes é de encontrar o máximo autovalor significativo.

1.4.2.2 Markov Switching VECM

Dado o conjunto \mathcal{I} de variáveis aleatórias $X_{t,t \in \mathcal{I}}$, um processo estocástico definidas no estado-espço \mathcal{S} . Cada conjunto \mathcal{I} representa um comportamento ou estado da natureza do processo estudado. Considerando \mathcal{S} como sendo um conjunto de variáveis discretas, os estado-espço podem ser modelados por uma cadeia de Markov, onde X_0, X_1, \dots um processo estocástico,

$$P(X_{n+1} = j \mid X_0 = x_0, \dots, X_{n-1} = x_{n-1}, X_n = i) = P(X_{n+1} = j \mid X_n = i), \quad (1.98)$$

Para $X_{n-1}, i, j \in \mathcal{S}$; e, \mathcal{S} é o estado de uma cadeia de Markov. Dado que a passagem do estado i para o estado j no passo $t + 1$ depende apenas do estado assumido pelo processo em i , a relação $P_{ij} = P(X_{t+1} = j \mid X_t = i)$ pode ser expressa em uma matriz estocástica⁵¹ quadrada $\mathbf{P}_{k \times k}$, denominada de matriz de transição.

$$P = \begin{bmatrix} p_{11} & p_{12} & \cdots & p_{1q} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \\ p_{q1} & p_{q2} & \cdots & p_{qq} \end{bmatrix} \quad (1.99)$$

Portanto, o processo estocástico descrito por uma cadeia de Markov tem a propriedade de tornar o passado e o futuro independentes. O processo considera apenas o estado presente para calcular a probabilidade de transição no passo seguinte. Como argumenta Dobrow (2016), o processo de Markov é desejável computacionalmente, visto que as probabilidades de transição podem ser expressas por meio de álgebra linear.

A literatura de modelos econométricos busca, com o uso de processos markovianos, acomodar problemas de quebra estrutural ou mudança da nível e de heterocedasticidade. A primeira abordagem, proposta por Hamilton (1988), acomoda as mudanças de regime

⁵¹Para que a matriz \mathbf{P} seja estocástica, deve ser quadrada com todas as probabilidades positivas ($P_{ij} > 0$) para todos os estados ij , e para cada linha i , a soma das probabilidades deve ser igual a 1 ($\sum_j P_{ij} = 1$).

em uma especificação autorregressiva univariada (MS-AR). Krolzig (2013) estende o método para aplicações multivariadas com modelos autorregressivos (MS-VAR) e vetor de correção de erros (MS-VECM). Como ressalta Krolzig (2013) o modelo permite o uso de coeficientes variantes no tempo, de forma a se adequar à não-linearidade presente nas séries. Entretanto, assume-se que em cada regime o modelo é linear, condicionado a um número discreto e não observável de regimes. Esse modelo difere dos demais modelos da classe não-linear, como o *Self-Exciting Threshold Autorregressive* (SETAR), *Smooth Transition Vector Error Correction Model* (SVECM).

Como visto na seção 1.5.2, as variáveis dessa pesquisa se mostram latentes, o que torna desejável a modelagem via coeficientes variantes. Nesse sentido, o VECM apresentará parâmetros que caracterizem efetivamente os diferentes estados da economia brasileira. A mudança de regime é governada por uma cadeia de Markov exógena com regimes $\mathcal{S}_t \in (1, \dots, M)$.

Particularmente, considerando o vetor X_t como contendo as variáveis fiscais, $X_t = [nfs_p_t, dbgg_p_t]$, assumindo a função de densidade probabilidade $f(X_t | X_{t-1}, \alpha)$, onde α é o parâmetro $nfs_p = \alpha dbgg_p_{t-1}$. Dessa forma, assume-se que o estado \mathcal{S}_t determina se a dívida pública no Brasil é sustentável ou não.

Desse modo, seguindo Krolzig, Marcellino e Mizon (2002), Krolzig (2013), Ghiani, Gillman e Kejak (2014), Balcilar, Gupta e Miller (2015); adota-se um modelo de regimes markovianos que acomodam mudanças nos parâmetros (A_i), no intercepto (v) e na matriz de variância-covariância ($\Sigma^{\frac{1}{2}}$). No caso geral, para o dado regime \mathcal{S}_t , o vetor X_t é gerado por um processo de vetor de correção de erros, de ordem p ,

$$\Delta X_t = v(\mathcal{S}_t) + \Phi X_{t-1} + \sum_{j=1}^p A_j(\mathcal{S}_t) \Delta X_{t-j} + \Sigma^{\frac{1}{2}}(\mathcal{S}_t) \varepsilon_t \quad (1.100)$$

Onde p é a ordem da defasagem da especificação VAR; Φ é a relação de longo prazo; v é o intercepto; A_j é a matriz de coeficientes; e, Σ é matriz variância-covariância positivo-semidefinida, variante nos regimes.

O processo de estimação segue o método *Expected Maximization* (EM) sugerido em Hamilton (1988). O algoritmo consiste de duas etapas: i. toma-se a esperança do log-verossimilhança; ii. computa os coeficientes que maximizam o primeiro passo⁵². Essa estimação é refinada usando o algoritmo BHHH.

1.4.3 Testes de Quebra Estrutural

O artigo de Perron (1989) é seminal na discussão sobre quebras estruturais para séries macroeconômicas. A partir dos dados da crise de 1929 utilizados por Nelson-Ploser, o autor mostra que o teste de raiz unitária pode se tornar espúrio quando não se considera a existência que rupturas nas séries de tempo.

O autor usa a especificação do teste de raiz unitária Dickey-Fuller modificado, para testar a hipótese nula que y_t é raiz unitária e que um choque estrutural exógeno ocorre entre

⁵²Ver Krolzig (2013).

o período de tempo $1 < T_B < T$, contra a hipótese alternativa que a série é estacionária em torno de uma tendência determinística com uma mudança de nível no tempo T_B . Portanto, o teste de quebra estrutural de Perron (1989) é exógeno.

Para isso, o autor utiliza variáveis dummies para captar a mudança de nível, na inclinação ou em ambos. As hipóteses nulas como se segue, estão na notação original:

Modelo(A):

$$y_t = \mu + dD(T_b)_t + y_{t-1} + e_t, \quad (1.101)$$

Modelo(B):

$$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t, \quad (1.102)$$

Modelo(C):

$$y_t = \mu_1 + y_{t-1} + dD(T_b)_t + (\mu_2 - \mu_1)DU_t + e_t \quad (1.103)$$

Onde T_B é a data da ruptura na série; $D(T_b)_t = 1$, se $t = T_B + 1$, ou zero em caso contrário; e, $DU_t = 1$ se $t > T_B$, ou zero se não for significativo. O Modelo (A) permite mudança de nível exógena; o Modelo(B) capta mudança de nível; e, o Modelo (C) ambos os efeitos. Para a hipótese alternativa testa para tendência determinística. A equação na forma do teste de Dickey-Fuller aumentado é:

Modelo(A):

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t + \hat{\beta}_t^A + \hat{d}^A D(T_b)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j} + \hat{t}, \quad (1.104)$$

Modelo(B):

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{t}, \quad (1.105)$$

Modelo(C):

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t + \hat{\beta}^C + \hat{\gamma}^B DT_t^* + \hat{d}^A D(T_b)_t + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{t}, \quad (1.106)$$

Para testar de modo formal a presença de raiz unitária, é computada a seguinte estatística:

$$T_{\hat{\alpha}^i}(\lambda), i = A, B, C. \quad (1.107)$$

Essa estatística representa o teste t padrão, para $\alpha^i = 1$, a qual depende do ponto da quebra, sendo $\lambda = \frac{T_B}{T}$. A extensão do avanço realizado por Perron ocorre com o Paper de Zivot e Andrews (2002).

Os autores criticam a abordagem exógena em Perron (1989), uma vez que ao introduzir um evento externo ao modelo, o autor estaria ajustando o modelo ao tipo de processo gerador que se pretendia descrever. Consequentemente propõem um teste de quebra

estrutural endógeno. Para tal, os autores não retiram o ruído exógeno da série a ser testada, e buscam o período de quebra que impõe maior peso na hipótese alternativa.

O teste busca o λ que minimiza a estatística t unilateral, a partir de $\alpha^i = 1 (i = A, B, C)$. Considerando $\hat{\lambda}_{inf}^i$ como o valor que minimiza o modelo, então $t_{\hat{\alpha}^i}[\lambda_{inf}^i] = \inf_{\lambda \in \Lambda} t_{\hat{\alpha}^i}(\lambda)$ para todos os modelos. Como nesse caso, o ponto de quebra é não conhecido a priori, a variável *dummy* $D(T_B)_t$ é excluída e os modelos se tornam:

$$y_t = \hat{\mu}^A + \hat{\theta}^A DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}_t^A + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^A \Delta y_{t-j}, \quad (1.108)$$

$$y_t = \hat{\mu}^B + \hat{\beta}^B + (\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^B \Delta y_{t-j} + \hat{t}, \quad (1.109)$$

$$y_t = \hat{\mu}^C + \hat{\theta}^C DU_t(\hat{\lambda}) + \hat{\beta}^C + \hat{\gamma}^B DT_t^*(\hat{\lambda}) + \hat{\alpha}^A y_{t-1} + \sum_{j=1}^k \hat{c}_j^C \Delta y_{t-j} + \hat{t}, \quad (1.110)$$

Onde $DU_t(\lambda) = 1$ se $t > T\lambda$, zero caso contrário; e, $DT_t^*(\lambda) = t - T\lambda$ se $t > T\lambda$, ou zero. Desse modo, a hipótese nula é de raiz unitária, e a hipótese alternativa é de seguir um dos processos citados com ponto de quebra potencial apontado pelo teste t mínimo.

Lee e Strazicich (2003) destacam que os testes de DFA com quebras endógenas apresentam problemas por não considerar ponto de quebra na hipótese nula de raiz unitária. Segundo os autores, as duas consequências principais do uso desses testes é: i. devido à distorção em dimensão nos testes, o pesquisador pode erroneamente concluir que está trabalhando com uma série de tempo estacionária com quebra, quando na verdade a série é não estacionária com quebra; e, ii. os pontos de quebra podem estar incorretamente estimados, visto que empiricamente esses testes tendem a sinalizar ponto de quebra um período antes do mesmo ocorrer.

Momento onde as distorções apresentadas no teste de cauda são mais pronunciadas. Lee e Strazicich (2003) propõem o uso dos modelos A e C de Perron (1989) para desenvolver uma nova abordagem. Considerando um processo gerador da série do tipo:

$$y_t = \delta' Z_t + e_t, e_t = \beta e_{t-1} + \epsilon_t \quad (1.111)$$

Onde Z_t é um vetor de variáveis exógenas com distribuição de probabilidade normal. A partir dessa especificação, o modelo A pode ser definido como $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}]'$, onde $D_{jt} = 1$ para $t \neq T_{Bj} + 1, j = 1, 2$ ou zero contrário. Onde T_{Bj} denota o período da mudança de nível na série. O modelo C pode ser descrito por $Z_t = [1, t, D_{1t}, D_{2t}, DT_{1t}, DT_{2t}]'$, $DT_{jT} = t$ para $t \neq T_{Bj} + 1, j = 1, 2$, se não é igual a zero.

O teste de minimização do Multiplicador de Lagrange de duas quebras proposto pode ser estimado pela seguinte regressão com score,

$$\Delta y_t = \delta' Z_t + \phi \bar{S}_{t-1} + u_t \quad (1.112)$$

Onde \bar{S}_{t-1} é uma combinação linear dos coeficientes de y_t regredidos em Z_t e a primeira observação de Z_t . A hipótese nula é de $\phi = 0$. O mapeamento dos dois pontos de quebra é realizado minimização do menor λ , por $LM_\rho = \inf_\lambda \bar{\rho}(\lambda)$.

Nesse sentido, o teste de Lee e Strazicich (2003) surge como uma proposta mais robusta para o teste de quebra estrutural, uma vez que sugere dois pontos de quebra. Evita-se assim, o erro de concluir que uma série é estacionária e com um ponto de quebra, quando na verdade ela pode até mesmo ser não estacionária e com ponto de quebra.

A literatura de análise de quebras estruturais se limita a no máximo dois pontos de ruptura em séries de tempo. Bai e Perron (1998, 2003) complementam os demais testes ao sugerirem uma abordagem de quebras múltiplas. Bai e Perron (1998) estimaram as rupturas estruturais em uma modelagem linear pelo método de Mínimos Quadrados Ordinários. Os autores consideram uma regressão linear múltipla do tipo:

$$y_t = x_t'\beta + x_t'\delta_j + u_t \quad (1.113)$$

Onde $t = T_{j-1} + 1, \dots, T_j$ para $j = 1, \dots, m+1$; y_t é a variável dependente no tempo t ; x_t e z_t são matrizes linha das variáveis explicativas; β e δ_j , onde $j = 1, \dots, m+1$ é o vetor de coeficientes; e, u_t é o distúrbio aleatório no tempo t . Esse modelo admite quebras estruturais parciais, visto que só é possível inferir acerca de alterações na inclinação usando toda a amostra. Ademais, as quebras são endógenas, no qual, o propósito é estimar os coeficientes desconhecidos no tempo T . Em sua forma matricial, o processo gerador dos dados pode ser expresso como

$$y = X\beta^0 + \bar{Z}^0\delta^0 + U \quad (1.114)$$

Como o método de estimação é MQO, a estimativa dos parâmetros é obtida pela minimização da soma do quadro dos resíduos

$$(y - X\beta - \bar{Z}\delta)'(y - X\beta - \bar{Z}\delta) = \sum_{i=1}^{m+1} \sum_{t=T_{i-1}+1}^{T_i} [y_t - x_t'\beta - z_t'\delta_i]^2 \quad (1.115)$$

Para $\hat{\beta}(T_j)$ e $\hat{\delta}(T_j)$ estão as estimativas encontradas em m intervalos (T_1, \dots, T_m) denotado por T_j . Os parâmetros estimados no ponto de quebra são os minimizadores globais da função objetivo, de modo que a soma do quadrado dos resíduos resulta em $S_T(T_1, \dots, T_m)$, e os pontos de quebra estimados $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m)$ são tais que $(\hat{T}_1, \dots, \hat{T}_m) = \text{argmin}_{T_1, \dots, T_m} S_T(T_1, \dots, T_m)$. Bai e Perron (2003) advertem que esse método pode se tornar rapidamente computacionalmente custoso, quando o número de quebras permitidas é $m > 2$. Entretanto, os autores propõem um método computacional capaz de superar esse problema.

1.4.4 Estratégia Empírica: Modelo econométrico e dados

O modelo empírico segue a sugestão de Simonassi, Arraes e Sena (2014), Chicoli (2016) que partem da proposta em Bohn (2005, 2007) para representar o seguinte modelo de

determinação do superávit ($nfsp_p_t$),

$$nfsp_p_t = \rho dbgg_p_t + \beta_0 + \beta_{\tilde{g}} \tilde{g}_t + \beta_{\tilde{y}} \tilde{y}_t + \varepsilon_t \quad (1.116)$$

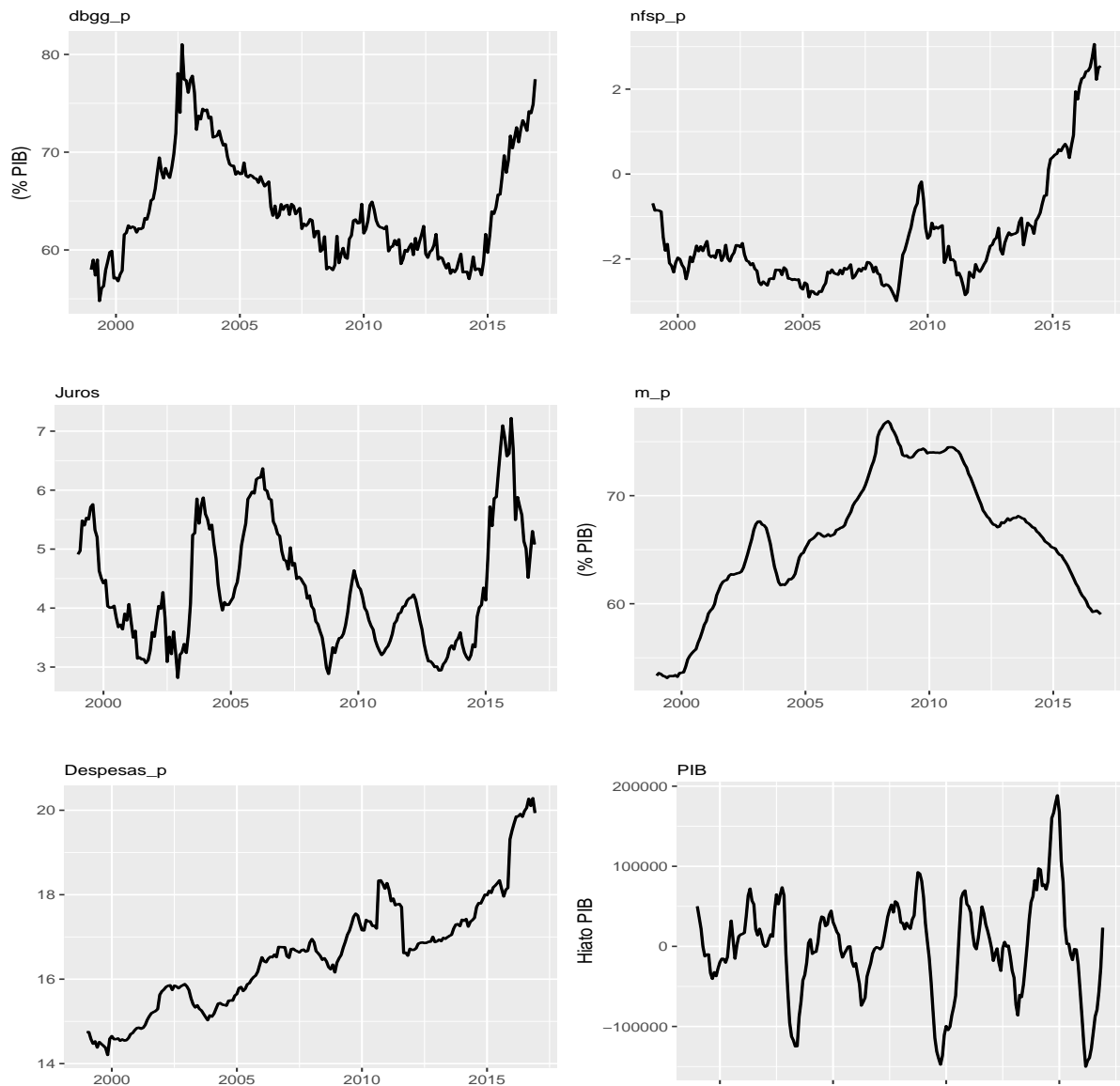
onde $nfsp_p_t$ é a necessidade de financiamento do setor público em relação ao PIB; $dbgg_p_t$ é a dívida bruta do governo geral em proporção ao PIB; ρ é o parâmetro da dívida (o resultado significativo do modelo); \tilde{g}_t é uma medida de gastos/PIB temporários; \tilde{y}_t é o hiato do produto; ε é o termo de erro i.i.d; e, $(\rho^{(-)}, \beta_0 + \beta_{\tilde{g}}^{(-)}, \beta_{\tilde{y}}^{(-)})$ são os parâmetros a serem estimados, com os respectivos sinais esperados⁵³.

O mesmo filtro é utilizado para a estimação do gasto temporário g_t . Com relação a essa variável, essa pesquisa diverge com Bohn (2005), que usa gastos com guerra por causa do seu peso elevado nos gastos do governo. Chicoli (2016), opta por não utilizar nenhuma medida, por indicar que não existe no Brasil não existe um grupo de gasto com peso elevado no orçamento. Nessa pesquisa optou-se por utilizar os gastos com seguridade social que representam quase 40p.p do orçamento da união.

Para a estimação será utilizado um modelo de correção de erro (VECM), proposto em Bohn (2007) e aplicado em Simonassi, Arraes e Sena (2014) e Luporini (2015), Chicoli (2016). Simonassi, Arraes e Sena (2014) utiliza um modelo de correção de erros *Vector Error Correction* (VEC) no corte amostral que vai de 1991 até 2008, para concluir que a dívida foi sustentável no período. Já a análise de Chicoli (2016) é para o período que vai de 2000 até 2015. O autor leva em consideração a contabilidade criativa realizada no período. O resultado sugere que a Dívida Pública Brasileira é insustentável. Esse resultado diverge também para o encontrado por Luporini (2015), que realiza o mesmo teste com uma janela móvel para o período de 1991 até 2011.

⁵³O hiato do produto \tilde{y}_t será uma representação marginal acerca da situação econômica no período observado. A estimação do mesmo se dá por meio de um filtro HP com lambda 14.400. As variáveis podem ser observadas na Figura 1.2.

Figura 1.2: Variáveis fiscais em nível (% PIB) (1999-2016)



Elaboração própria com dados do BACEN. As variáveis são: i. dbgg = Dívida Bruta; ii. nfsp = Necessidade Financiamento Setor Público; iii. Juros = NFSP Juros; iv. m = M1; v. Despesas = Despesas Brutas; vi. PIB = Hiato do PIB.

A modelagem VECM exige que as variáveis sejam integradas de mesma ordem. Portanto, serão utilizados os testes Dickey Fuller Ampliado, Phillips Perron e KPSS, para averiguar a existência de raiz unitária. A cointegração será testada por meio do procedimento proposto em Johansen (1991). Caso as variáveis sejam cointegradas, vetores de cointegração serão recuperados para uma estrutura VAR com vetores autorregressivos. Uma análise estrutural é realizada a partir do sinal e magnitude dos parâmetros.

Com o objetivo de encontrar resultados mais robustos, segue-se Simonassi, Arraes e Sena (2014) e Chicoli (2016), ao realizar teste de quebra estrutural, dividir os períodos

para estimação. Com isso obtém-se resultados mais intuitivos do ponto de vista de avaliação da política fiscal no período analisado. Diferente desses autores, que adotaram o procedimento utilizado em Bai e Perron (1998), serão adotados os testes de quebras propostos em Zivot e Andrews (2002) e Lee e Strazicich (2003). O modelo empírico pode ser reescrito como

$$\begin{bmatrix} \Delta nfsp_{-p_t} \\ \Delta dbgg_{-p_t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \alpha_0 \\ \alpha_1 \end{bmatrix} \Phi_{t-1} X_{t-1} + \begin{bmatrix} \rho_{11} & \rho_{12} \\ \rho_{21} & \rho_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \Delta nfsp_{-p_{t-1}} \\ \Delta dbgg_{-p_{t-1}} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{nfsp_{-p_t}} \\ \varepsilon_{dbgg_{-p_t}} \end{bmatrix} \quad (1.117)$$

onde,

$$\Phi_{t-1} X_{t-1} = [1, \beta] \begin{bmatrix} nfsp_{-p_{t-1}} \\ dbgg_{-p_{t-1}} \end{bmatrix}$$

Nessa forma, tem-se $\Phi_{t-1} X_{t-1}$ com o o vetor de cointegração ou as relações de longo prazo; enquanto que Δ representa os desvios de curto prazo. O parâmetro de interesse nesse modelo é ρ_{12} , que capta a reação defasada da necessidade de financiamento do setor público ($nfsp_{-p}$) a uma variação da dívida bruta do governo geral ($dbgg_{-p_{t-1}}$). Em caso de quebra estrutural nas séries ou de indícios de não-linearidade das relações estimadas, será proposto o uso de *dummies* na tentativa de estabilizar a série ou processos de cadeias de markov exógenas para captar não-linearidades nas relações.

O período de análise compreende janeiro de 1999 a dezembro de 2016. Os dados têm frequência mensal e serão acumulados para retirar os ruídos existentes nas mesmas. As variáveis de interesse na primeira estimação é o superávit, a dívida e a senhoriagem. Enquanto que no segundo modelo, a variável de interesse é o superávit.

1.5 Resultados e discussão

1.5.1 Cointegração

Como exposto na seções 1.4.1 e 1.4.2.1, o modelo de correção de erros é construído em duas etapas. Primeiro, testa-se a hipótese de existência de vetores cointegrados. Caso exista ao menos um vetor cointegrado, prossegue-se com o teste ao inserir esse vetor na especificação VAR. Incentiva-se também que o leitor associe os resultados do teste de cointegração exposto aqui, com a proposição de teste de sustentabilidade de Hakkio e Rush (1991) na seção 1.3. Como poderá ser visto adiante, não se rejeitaria a hipótese de sustentabilidade para os modelos 3 e 4 da Tabela 1.1, hipótese que não se mostra robusta quando o teste é realizado por meio do modelo de correção de erros.

Seguindo Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), testa-se a hipótese da dívida do setor público (DBGG) ser ajustada pela inflação⁵⁴. Ou seja, nessa situação o governo financia

⁵⁴Na seção 1.4.1 foi construído analiticamente o teste, bem como, discutidas as intuições. Caso a relação $(g_t + r b_{t-1} - \tau t)$ sejam uma combinação linear, sem a necessidade de introduzir a senhoriagem, $[(.) - \sigma_t]$, entende-se que o governo não monetizou a dívida nesse período ou que a dinâmica da dívida e do superávit dominam estocásticamente a oferta monetária.

sua dívida imprimindo moeda. Essa seria uma variação da desagradável aritmética monetarista de Sargent, Wallace et al. (1981), o qual Pastore, Gazzano e Pinotti (2014) se inspira no teste de sustentabilidade proposto em Hakkio e Rush (1991). Ao seguir o procedimento de cointegração proposto em Johansen (1991), são estimados quatro modelos.

O primeiro, considera na sua matriz o superávit (sp), dívida (b) e senhoriagem(m1), todos em termos reais e em proporção do PIB. O segundo e o terceiro modelo consideram o superávit e a dívida respectivamente em proporção do PIB e variáveis em nível. Por fim, o quarto modelo adiciona o hiato do produto no modelo.

Tabela 1.1: Teste de Cointegração de Johansen (1991)

	Valor Traço Crítico*	Estatística Traço	Máximo Auto-Valor Crítico*	Estatística Auto-Valor	
Modelo 1 - (nfsp,dbgg,m1)/y	34.91	21.04	22.00	14.55	Nenhum
	19.96	6.49	15.67	5.13	r<=1
	9.24	1.36	9.24	1.36	r<=2
Modelo 2 - (nfsp,dbgg)/y	19.96	12.85	15.67	12.24	Nenhum
	9.24	0.61	9.24	0.61	r<=1
Modelo 3 - (nfsp,dbgg)	19.96	25.04	15.67	19.35	Nenhum
	9.24	5.69	9.24	5.69	r<=1
Modelo 4 - [(nfsp,dbgg)/y,y]	34.91	38.06	22.00	25.26	Nenhum
	19.96	13.88	15.67	12.09	r<=1
	9.24	0.55	9.24	0.52	r<=2

Fonte:SGS/BACEN. Elaboração Própria.

Portanto, além do teste de Pastore, Gazzano e Pinotti (2014), que testa hipótese de senhoriagem, aqui seleciona-se também a especificação será utilizada na seção seguinte para o teste proposto em Simonassi, Arraes e Sena (2014), Chicoli (2016). Caso a especificação não passe pelo crivo da cointegração, não é possível prosseguir com uma análise de correção de erro, visto que a dinâmica conjunta de longo prazo não existe.

Na Tabela 1.1 é possível observar que apenas os modelos 3 e 4 rejeitam a hipótese de nenhum vetor de cointegração, enquanto não aceitam a hipótese de ao menos um vetor cointegrado. Desse modo, o resultado sugere que no período analisado, o governo não fez uso de senhoriagem para atender a restrição orçamentária do mesmo.

Evidentemente, esse resultado não é conclusivo, visto que no período estudado houve diferentes governos e concepções da condução da política fiscal. Uma explicação alternativa com base em Engle e Granger (1987), é que o processo estocástico da dívida pode haver dominado a dinâmica estocástica do crescimento da oferta de moeda nesse período.

1.5.2 Vetor de Correção de Erros - VECM

Dado que apenas os modelos III e IV apresentaram ao menos um vetor de cointegração, no que segue, serão utilizados na construção da especificação de correção de erros. Engle e Granger (1987) argumentam que apesar de em nível as variáveis serem raiz unitária, a diferença das mesmas pode ser estacionária. Em outras palavras, duas séries que seguem o mesmo processo gerador, podem ser estimadas em especificação de Vetores Autorregressivos (VAR), com ganhos de interpretação e de informação. No caso aqui

descrito, dado que $sp_t - b_{t-1} = \varepsilon$, dado que $\varepsilon \sim (0, 1)$. Essas variáveis podem ser estimadas em uma forma de Vetor de Correção de Erros (VEC).

Desse modo, há uma tendência a tais séries convergirem para o mesmo ponto no longo prazo. Não só isso, podem ocorrer desvios de curto prazo. Na aplicação à sustentabilidade da dívida pública, foco desse trabalho, os desvios de curto prazo sinalizam o comportamento da autoridade fiscal frente a um aumento da dívida pública.

Tabela 1.2: Estimação do Modelo de Correção de Erros

	Modelo III		Modelo IV	
Eq. de Cointegração				
nfsp_p _{t-1}	0.0076 [0.0042] (0.073)		0.0077 [0.0047] (0.103)	
dbgg_p _{t-1}	0.0935 [0.0224] (0.0000)		0.0606 [0.0293] (0.040)	
Correção de Erros	nfsp_p _t	dbgg_p _t	nfsp_p _t	dbgg_p _t
nfsp_p _{t-1}	0.0195 [0.0688] (0.777)	0.3514 [0.3635] (0.335)	0.0248 [0.0047] (0.720)	0.6347 [0.429] (0.141)
dbgg_p _{t-1}	- 0.0094 [0.0125] (0.454)	-0.3056 [0.066] (0.000)	0.0024 [0.0106] (0.819)	-0.2943 [0.0658] (0.000)
y _{t-1}			-0.0000 [0.0000] (0.594)	-0.0000 [0.0000] (0.586)
R ² <i>ajustado</i>	0.002	0.125	-0.000	0.093
Estatística F	1.205(0.309)	11.22(0.000)	0.982(0.418)	6.486(0.000)
ARCH _{Multivariado}	60.57(0.060)		282.3(0.000)	
JB _{Multivariado}	543.27(0.000)		305.5(0.000)	
Pormanteau	156.6(0.000)		186.1(0.000)	

Fonte:SGS/BACEN. Elaboração Própria. Aqui o parâmetro é seguido pelo erro padrão [.] e pelo p-valor(.).

Uma autoridade fiscal responsável deve reagir de maneira a manter a trajetória da dívida pública estável. A formulação de Bohn (1998, 2007), sugere que um modelo em que

seja possível medir a capacidade do governo reagir a um desequilíbrio fiscal, é desejável para cumprir a função de reação fiscal.

Dado que as variáveis DBGG(b_{t-1}) e Superávit(NFSP) estão contidas em um mesmo vetor, um sinal negativo na variável b_{t-1} implica em reação positiva da mesma. Como aumento da Necessidade de Financiamento do Setor Público (NFSP) se traduz em um maior déficit, para que a dívida pública seja sustentável, o parâmetro b_{t-1} com relação a s_t deve ser positivo. Na Tab. 1.2 é possível observar que os parâmetros de b_{t-1} com relação ao s_t , são negativos para os dois modelos, contudo, não significativos nem mesmo a 10%.

Desse modo, não é possível afirmar que a dívida do governo não é sustentável com base apenas nessa análise. De fato, a natureza das séries estudadas apresenta complexidade para serem modeladas. Isso se deve não só à instabilidade dessas séries, como também ao número de quebras estruturais existentes. Em última análise, para avaliar a dívida pública em todo o corte amostral por meio de um modelo linear, como o VEC, conclui-se apenas que a restrição orçamentária no Brasil foi atendida por uma dinâmica aleatória favorável. O governo foi considerado irresponsável na condução da política fiscal, não perseguindo a geração de superávit no objetivo de manter a relação dívida/PIB estável.

1.5.3 Robustez dos resultados: Estabilidade das séries

Ressalta-se que Bohn (1998) contribuiu fortemente para a análise de sustentabilidade da dívida pública. Desde Barro (1974, 1984) e Hamilton e Flavin (1985), a ótica era de séries fiscais estáveis de forma a garantir sustentabilidade fiscal⁵⁵. Portanto, além de testar a robustez das estimações das seções 1.5.1 e 1.5.2, essa seção objetiva encontrar possíveis pontos de ruptura na condução da política fiscal.

A Tabela 1.3 resume os principais testes de raiz unitária para as variáveis em termos reais, Dívida Líquida do Setor Público(DLSP), Dívida Bruta do Governo Geral(DBGG), Superávit Primário, Necessidade do Setor Público (NFSP) Primário, NFSP Juros, Receitas e Despesas do governo, base monetária e agregado monetário M1⁵⁶. O teste de Dickey Fuller(ADF) tem como característica a correção para autocorrelação, sendo a hipótese alternativa a não rejeição de estacionariedade. Já o teste de Phillips-Perron(PP), se adapta a heterocedasticidade. Enquanto que, o teste KPSS, traz maior robustez ao resultado dos outros dois por ter como hipótese nula a estacionariedade.

Todas as rubricas fiscais são estacionárias em primeira diferença, sendo a variável juros estacionária em nível. Pode-se sugerir que apenas essa série não é integrada de ordem

⁵⁵Provoca-se aqui ao leitor com um exemplo extremo de como essa hipótese pode não ser válida. He, Krishnamurthy e Milbradt (2016) mostram que quanto mais a dívida pública americana cresce, mais segura se torna. O que sugere que a hipótese de sustentabilidade deve ser analisada em termos relativos(i.g. em relação a países com baixa probabilidade de default como EUA ou Alemanha).

⁵⁶Base Monetária = Papel Moeda em Poder do Público + Reserva Bancária

M1 = Papel Moeda em Poder do Público + Depósitos à vista

M2 = Depósitos Remunerados + Depósitos para Investimentos + Poupança + Títulos Privados

M3 = M2 + quotas de fundos + Operações registradas no Selic

M4 = M3 + Títulos Federais Públicos; para mais detalhes, acessar <<https://www.bcb.gov.br/ftp/infecon/NM-MeiosPagAmplp.pdf>>

um ($I(1)$). Bohn (2007) utiliza esses testes para mostrar a instabilidade da hipótese de sustentabilidade da dívida quando analisada por meio dos testes convencionais de sustentabilidade. Enquanto as séries são não sustentáveis em nível, são sustentáveis em diferença.

A desconfiança de Bohn (2007) quanto aos testes de raiz unitária e sua relação com a hipótese de sustentabilidade da dívida ganha mais importância ao se analisar a natureza das séries fiscais brasileiras. As estimações pelo VECM, não são robustas.

Quando analisa-se os testes de quebra estrutural nas Tabela 1.3, mostra que não é rejeitada a hipótese de mudança de nível para a variável dívida bruta/PIB para março de 2015. No caso da necessidade de financiamento do setor público sob PIB, não se rejeita a hipótese nula de raiz unitária nesse período. Resultado intuitivo e elucidativo quanto à aleatoriedade na condução da política fiscal nesse período.

O teste de Bai e Perron (1998, 2003) na Tabela 1.4, capta apenas quebras estruturais decorrentes de mudança de inclinação. Desse modo, os resultados sugerem que houve cinco quebras identificadas para a dívida bruta e quatro para a NFSP.

Tabela 1.3: Testes de Raiz Unitária¹²

	Em Nível				Em Diferença			
	ADF	PP	ERS	KPSS	ADF	PP	ERS	KPSS
DLSP	-0.94(0.94)	-1.54(0.97)	9.56	3.66(0.01)	-3.76(0.02)	-282(0.01)	-2.44	0.34(0.10)
DBGG	-0.89(0.95)	-3.16(0.92)	-0.25	0.70(0.01)	-5.04(0.01)	-292(0.01)	-3.93	0.26(0.10)
Primário	-0.52(0.98)	-0.92(0.98)	-0.02	2.11(0.01)	-5.44(0.01)	-199(0.01)	-2.51	0.86(0.01)
NFSP Primário	-1.01(0.93)	-3.23(0.92)	-0.36	2.31(0.01)	-5.52(0.01)	-211(0.01)	-2.96	0.66(0.10)
Juros	-4.1(0.01)	-11.16(0.48)	-2.88	0.27(0.10)	-4.24(0.01)	-221(0.01)	-3.96	0.66(0.10)
Receita	-1.61(0.73)	-5.12(0.82)	-0.32	2.32(0.01)	-5.96(0.01)	-193(0.01)	-3.37	0.48(0.04)
Despesa	-2.10(0.53)	-10.02(0.54)	1.22	4.49(0.01)	-5.34(0.01)	-204(0.01)	-5.85	0.13(0.10)
Base Monetária	-1.59(0.74)	-1.90(0.97)	-0.77	3.50(0.01)	-4.11(0.01)	-130(0.01)		0.37(0.08)
M1	-1.29(0.87)	-0.18(0.99)	-0.79	2.07(0.01)	-4.88(0.01)	-48.28(0.01)	-3.05	1.38(0.01)

Fonte:SGS/BACEN.Elaboração Própria. (1)Todas as séries foram deflacionadas a preços de 2016 usando o IPCA.(2)Todas as variáveis estão em razão do PIB.

Tabela 1.4: Teste de quebras múltiplas de Bai e Perron (1998, 2003)

Teste de quebra	nfsp_p		dbgg_p	
	Estatística-T(prob)	Data da quebra	Estatística-T (prob)	Data da quebra
(1,1)	-30.13(0.00)	Nov/2002	135.08(0.00)	Fev/2001
(1,2)	-51.47(0.00)	Fev/2009	115.29(0.00)	Mai/2002
(1,3)	-11.23(0.00)	Ago/2010	165.58(0.00)	Jun/2004
(1,4)	-29.97(0.00)	Jun/2014	177.20(0.00)	Jun/2007
(1,5)	1.66(0.09)	-	266.25(0.00)	Jul/2015
(1,6)	20.41(0.00)	Mai/2015	132.22(0.00)	-

Fonte:SGS/BACEN. Elaboração Própria.

Tabela 1.5: Teste de quebra estrutural Lee e Strazicich (2003)

dbgg_p		nfsp_p	
	Estatística -T		Estatística - T {T-Crítico (5%)}
S(T)	-3.22	S(T)	-4.13 -3.842
D(Fev/2004)	0.99	D(Mai/2009)	1.13
DT(Fev/2004)	-3.76	DT(Mai/2009)	2.54
D(Mar/2015)	0.12	D(Dez/2012)	-0.76
DT(Mar/2015)	3.92	D(Dez/2012)	3.51
desvio_dbgg_p		desvio_nfsp_p	
S(T)	- 4.26	S(T)	-5.74
D(Jul/2002)	- 3.33	D(Abr/2009)	-0.35
DT(Jul/2002)	2.91	DT(Abr/2009)	3.90
D(Mai/2004)	0.52	D(Abr/2011)	2.61
DT(Mai/2004)	-1.50	DT(Abr/2011)	2.02

Fonte:SGS/BACEN. Elaboração Própria.

Quando avaliado o teste de Lee e Strazicich (2003) em nível na Tabela 1.5, o resultado da variável dívida bruta aponta para aceleração no seu crescimento a partir de março de 2015, enquanto que a necessidade de financiamento do setor público é raiz unitária. Em diferença, a variável dívida é raiz unitária; enquanto a variável de condução da política fiscal é raiz unitária com quebra potencial estatisticamente significativa em abril de 2009. Evidenciando uma aceleração dos déficits primários a partir desse período.

Já o teste de Zivot e Andrews (2002) na Tabela 1.6, evidencia a existência de raiz unitária para ambas as variáveis em nível. Em diferença, a variável dívida bruta apresenta quebra estrutural no período de janeiro de 2002; enquanto que o esforço fiscal permanece sendo um processo raiz unitária. Desse modo, é reforçada a instabilidade da condução da política fiscal nesse período.

Tabela 1.6: Teste de quebra estrutural Zivot e Andrews (2002)

	Ponto de quebra	Estatística	Valor crítico (5%)
dbgg_p	Dez/2012	-3.07	-5.08
desvio_dbgg_p	Jan/2002	-6.27	
nfsp_p	Ago/2010	-4.07	
desvio_dbgg_p	Jun/2009	-4.79	

Fonte:SGS/BACEN. Elaboração Própria.

Os resultados dessa seção sinalizam as séries fiscais brasileiras não são estáveis ainda que passando pelo crivo de estacionariedade dos testes de raiz unitária convencionais. É reforçada, também, a perda de potência dos mesmos na existência de mudanças de nível e inclinação. Vulnerabilidade enfatizada na literatura de testes de integração ou cointegração.

1.5.4 Coeficientes variáveis: MS-VECM

Com o objetivo de contornar o problema da instabilidade das séries, e, consequentemente a qualidade de ajustamento dos modelos aos dados, utiliza-se nessa seção uma abordagem não-linear. Com a utilização de cadeias de Markov, espera-se que seja possível estabilizar a média dos estimadores e ter ganhos de interpretação econômica, ao passo em que se sugere uma resposta à crítica de Lucas (1976). Ainda assim, somente a instabilidade da série não é condição suficiente e necessária para o prosseguir com a estimação de um modelo não-linear. Seguindo Enders (2004), é feito o teste LR de linearidade, o qual rejeita a hipótese nula de linearidade, sendo o modelo especificado não-linear (ver Tabela 1.7).

Tabela 1.7: Seleção do melhor modelo e teste LR de linearidade

Estatística	MSI(2) - VECM(2)	MSIH(2) - VECM(2)	MSI(3) - VECM(2)
AIC	2,971	2,712	2,880
SBC	3,349	3,089	3,494
HQ	3,124	2.865	3,128
FPE(log)	2,972	2,713	2,884
Teste LR de linearidade			
Hipótese	Estatística		Resultado
H_0 : O modelo é Linear	9,266*		Modelo é Não Linear
H_1 : O modelo é não Linear			

Fonte: Elaboração própria com dados do Banco Central. O valor da estatística do teste LR é comparado com a distribuição chi-quadrado com 8 graus de liberdade a 5%(*) de confiança.

A partir do modelo linear de correção de erro linear estimado na seção 1.5.2, é possível usar a especificação VAR combinada com um processo estocástico de memória curta, para chegar em um modelo não-linear. Os modelos de Regimes Markovianos (*Markov Switching*) possibilitam o cálculo da probabilidade condicional de, $P(s_{t+1} = j | s_t = i)$ ir para um regime j, dado que se encontra hoje em um regime i.

Em cada regime, podem variar os coeficientes, o intercepto, a matriz variância-covariância ou ambos. Assim, as especificações são respectivamente,: MS, MSI, MSH e MSIH. O significado dos regimes depende da caracterização apresentada pelos parâmetros estimados. Nessa pesquisa, busca-se encontrar esforço fiscal significativo para um desequilíbrio eventual da dívida pública. Dessa forma, o parâmetro α da relação $nfs_p = -\alpha dbgg_p$, deve ser negativo.

O processo de estimação consiste, inicialmente, em encontrar a especificação⁵⁷ que

⁵⁷

$$AIC = T \log \hat{\sigma}^2 + k(2)$$

$$SBC = T \log \hat{\sigma}^2 + k \log(T)$$

$$HQ = T \log \hat{\sigma}^2 + k 2 \log(\log T)$$

melhor se adeque aos dados. Nesse sentido, os critérios de informação dos modelos estimados serão comparados(ver Tabela 1.7).

O modelo que apresentou melhor grau de ajustamento foi o modelo MSIH(2) - VECM(2), esse modelo acomoda heterocedasticidade das séries. Na Tabela 1.8, é possível interpretar as características de cada regime. No regime 1, o parâmetro $dbgg_{p_{t-1}}$ é significativo apenas para o nível de confiança de 10%, ainda assim, o mesmo é positivo com relação a $nfsp_p$. Isso implica em uma resposta positiva da autoridade monetária à elevação marginal da dívida pública. O regime 1, por sua vez, caracteriza o período em que a dívida foi não sustentável.

Já o regime 2 é marcado pelo parâmetro de interesse nessa pesquisa, como não significativo. Não só isso, nesse regime, a incerteza quanto à condução da política fiscal se eleva. Visto que a variância da variável caracterizada como instrumento de política fiscal tem seu coeficiente de variância elevado de 0.6723 (regime 1), para 3.24414 (regime 2). Esse resultado elucida que nesse período, não só não havia a sinalização de uma postura fiscal responsável, como também, a política fiscal era conduzida com bastante incerteza.

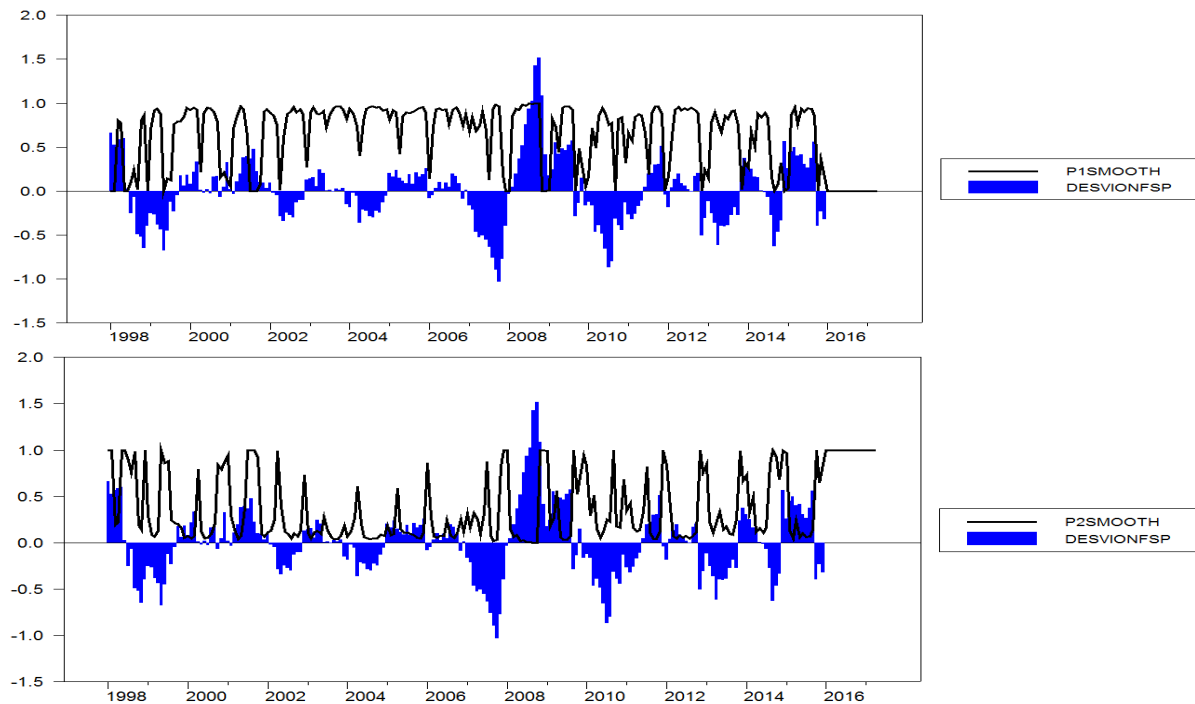
$$FPE = T \log \hat{\sigma}^2 + T \log \frac{T+k}{T-k}$$

Tabela 1.8: Modelo MSIH(2)-VECM(2)

Regime 1		
	nfsp_p	dbgg_p
v	-0.2634(0.59)	0.0105(0.88)
Φ	- 0.0372(0.59)	- 0.0012(0.90)
nfsp_p _{t-1}	0.8226(0.00)	- 0.0027(0.74)
dbgg_p _{t-1}	0.4695(0.08)	1.0754(0.00)
σ_{nfs}	0.6723(0.00)	
σ_{dbgg}	0.0158(0.16)	
Regime 2		
v	- 0.1322(0.44)	- 0.1322(0.44)
Φ	- 0.010(0.70)	- 0.0104(0.62)
nfsp_p _{t-1}	0.5132(0.01)	0.0100(0.63)
dbgg_p _{t-1}	0.7792(0.35)	0.5599(0.00)
σ_{nfs}	3.2414(0.00)	
σ_{dbgg}	0.0022(0.97)	
Critério da Informação		
log(FPE)	2,713	
AIC	2,712	
SBC	3,089	
HQ	2.865	
Matriz de Probabilidades		
$P(s_{t+1} = 1 \mid s_t = 1) = 0.7878$	$P(s_{t+1} = 2 \mid s_t = 1) = 0.2122$	
$P(s_{t+1} = 1 \mid s_t = 2) = 0.4336$	$P(s_{t+1} = 2 \mid s_t = 2) = 0.5664$	

Na Figura 1.3 está em preto, a probabilidade de transição de regimes suavizada, e em azul, tem-se o desvio da necessidade de financiamento do setor público no período de 1999 até 2016. Pode-se observar no primeiro gráfico, ainda que o governo tenha gerado superávits fiscais no período que vai de 1999 até 2007/2008, os mesmos não foram suficientes para impor uma trajetória de dívida sustentável. Já, após o choque gerado pela crise do *subprime* em 2008, pode-se observar que o comportamento da série fiscal se torna mais errático, assim como, o da probabilidade de transição. Isso implica que a política fiscal não só permanece irresponsável nesse período, como também se torna mais incerta.

Figura 1.3: MSIH(2)-VECM(2)- Probabilidade de Transição suavizada vs NFSP



Fonte: Banco Central. Gráfico gerado pelo software RATS 9.2

A análise da matriz de probabilidade de transição ergódica, na Tabela 1.8, mostra que uma vez que a autoridade fiscal se encontra no regime 1, a probabilidade de ir para o regime 2 é baixa. Isso indica que há incentivo para que o governo tenha leniência fiscal, sendo constantemente expansionista. Esse resultado está em linha com o encontrado por Wichmann e Portugal (2013), os quais testam a resposta fiscal e monetária ao ciclo econômico para o período de 2001 até 2009. Apesar dos resultados não serem comparáveis diretamente, para os autores, a autoridade fiscal no Brasil é constantemente expansionista, ficando a cargo do Banco Central, o papel de reagir de modo contra-cíclico a um hiato positivo do produto.

Ao não inserir variáveis de ajuste monetário, o modelo estimado na Tabela 1.8 sugere que a variável de condução da política fiscal tem pouca capacidade de reagir ao crescimento da dívida. Isso pode ser atribuído, em grande medida à rigidez do orçamento no Brasil.

1.6 Conclusão

A sustentabilidade fiscal representa uma preocupação recente na condução de política econômica. A literatura registra, como ponto de partida o teorema da Equivalência Ricardiana de Barro (1974). Essa é uma explicação para os déficits sustentados do pós guerra que passaram a prejudicar o crescimento no mundo. A dívida pública não seria interpretada como riqueza líquida pelos agentes econômicos, e portanto deveria ser controlada. A importância da sustentabilidade da dívida para a potência das políticas

fiscal e monetária, passa a ser abordada com o artigo seminal de Sargent, Wallace et al. (1981), em a "Desagradável Aritmética Monetária". Nela, o controle da inflação por meio do instrumento de precificação dos títulos públicos gera um conflito entre as autoridades fiscal e a monetária, que no limite a taxa de juros pode encontrar um equilíbrio contraproducente. Nele, a Regra de Taylor não é respeitada, a inflação segue mesma direção da taxa de juros.

A dívida pública ganhou importância a partir desse período. A abordagem inicial ao problema da sustentabilidade da dívida esteve focada na trajetória, ou melhor, no processo gerador das variáveis fiscais em dinâmica. A primeira proposição analítica surge com Barro (1984) e os testes são propostos em Hamilton e Flavin (1985), Hakkio e Rush (1991), Trehan e Walsh (1991). O estoque da dívida deveria respeitar a condição de transversalidade e de inexistência dos jogos de *ponzi*, que estabelece para uma economia com dinâmica eficiente ($\dot{y} < \dot{r}$), os títulos públicos devem crescer a uma velocidade inferior à taxa de juros ($\dot{b} < \dot{r}$).

Enquanto Blanchard e Weil (2001) criticou a hipótese analítica dos jogos de *ponzi*, Bohn (1998, 1995, 2005, 2007) vai além. Fundamenta suas críticas, não só na condição de transversalidade, como também nos testes econométricos e na intuição econômica da literatura anterior. Altera a ótica dos testes, propondo a análise de sustentabilidade da dívida pública a partir de um modelo de correção de erros; o foco vai para a condução da política econômica, e na definição do status de uma autoridade fiscal responsável.

O objetivo geral dessa pesquisa foi testar a sustentabilidade da dívida pública brasileira, bem como identificar a existência de rupturas nas políticas fiscal e monetária para o período entre 1999 e 2016. Mais especificamente, foi efetuado um levantamento bibliográfico sobre a literatura que aborda a sustentabilidade da dívida, bem como, a coordenação de políticas e monetária e fiscal. Depois, foi realizada a coleta e o tratamento da base de dados do Sistema do Tesouro Nacional e do Banco Central do Brasil. Por fim, buscou-se identificar os períodos de quebra estrutural, destacando possíveis rupturas de política econômica.

Os resultados encontrados apontam que a autoridade fiscal não foi responsável nesse período. A hipótese de ruptura das políticas econômicas não é rejeitada, principalmente em função do comportamento das séries no período. Ainda que possam haver períodos onde ou o ciclo expansionista do produto tenha sido suficiente para reverter a dinâmica da dívida, isso ocorreu de modo aleatório. Para o Brasil, Chicoli (2016) encontrou insustentabilidade no período que vai de 2000 até 2015. Simonassi, Arraes e Sena (2014) e Luporini (2015) encontram sustentabilidade, para o período de 1991 até 2008 e 1991 até 2011, respectivamente.

Os testes de robustez utilizados mostram que o período observado apresenta diversas rupturas (i.g. 2009, 2012 e 2015) e indícios de presença de raiz unitária, ainda depois de tratamento estatístico. Ao usar a abordagem não-linear de cadeias de Markov houve ganho intuitivo e de robustez nos resultados. A matriz de probabilidade de transição aponta que o regime caracterizado por expansão fiscal está próximo de ser um estado transiente, ou seja, quando o governo não tem capacidade de realizar superávit primário para atender a restrição orçamentária, há uma probabilidade baixa de reverter essa situação. Não só isso, o regime 2 é marcado por maior instabilidade na condução da política fiscal, visto que a

volatilidade da necessidade de financiamento do setor público se eleva. Intuitivamente, esses dois resultados se justificam pela rigidez orçamentária e pela incerteza que acompanha a política econômica desde a crise *subprime*.

Visto que esse projeto de pesquisa foi renovado, para o próximo passo propõe-se o uso de metodologias que superem os problemas estruturais apresentados pelas séries fiscais. Entre elas está a abordagem não-linear com cadeias de Markov para vetores autorregressivos de Krolzig (2013), combinado com simulações de monte carlo, o MCMC VAR/VECM. Como avalia Robert (2004), esse algoritmo permite a análise de séries consideradas intratáveis. Outra abordagem passa por buscar melhor filtragem das séries utilizadas, com o objetivo de remover ruídos. Nesse sentido, propõe-se para a próxima etapa também o uso de filtro de kalmann, regressão spline *penalized* e transformada de *wavelet*. Metodologias de fronteira que testam a cointegração por coeficientes variantes no tempo para séries instáveis também são sugeridas, entre elas está a abordagem não-paramétrica proposta em Li, Phillips e Gao (2017).

Incerteza na Previsão de Risco de Mercado Antes da Crise do *Subprime*¹².

Introdução

O mundo é plano foi o título do livro do cientista político Thomas Friedman em 2004. Anos depois, à luz da crise *subprime* em 2008, iria descobrir que o mundo não era tão plano assim. A correta previsão de risco dos modelos, na tentativa de localizar e gerenciar as fontes de incerteza, é de interesse para a implementação de políticas macroprudenciais e para o gerenciamento de ativos financeiros. A preocupação desse capítulo está em identificar se os modelos de previsão de risco condicional usuais tinham capacidade de assessorar os agentes na tomada de decisão no período que antecede a crise de 2008. Nesse sentido, a pergunta relevante aqui é: como é a aderência desses modelos no período entre a crise *dotcom* e a *subprime*.

A crise financeira mexeu com as perspectivas dos gestores de risco e dos acadêmicos, quanto à capacidade da modelagem de risco *mainstream* para assessorar decisões financeiras. A ambição aqui não é de investigar se essas estimativas de risco eram capazes de prever a crise de 2008. Até mesmo porque, existem evidências que períodos de alta volatilidade não são bons previsores de crise financeira na economia real. Como Danielsson, Valenzuela e Zer (2016) avaliam uma amostra *cross-country* com 211 anos de histórico. A relação entre a volatilidade e a economia real é negativa. Aparentemente, a baixa volatilidade serve como incentivo para que os agentes econômicos estabeleçam uma postura de propensão ao risco, afetando endogenamente a probabilidade de um choque futuro.

Mesmo com os avanços experimentados após os avanços decorrentes do trabalho seminal de Markowitz (1952), a mensuração do risco ainda apresenta problemas. O ponto é que risco de mercado não é nem mesmo trivial de se observar. Danielsson et al. (2016) é enfático quando ele afirma: “Risco financeiro é uma previsão, não uma mensuração”(DANIELSSON et al., 2016, 5). Ademais, Christoffersen e Diebold (2000) estabelece que há um decaimento expressivo da capacidade de previsão dessas medidas quando o horizonte de tempo se torna maior. Por outro lado, existe uma literatura crescente que na fronteira preocupada na discussão do risco dos modelos de risco, ou seja, tenta-se mensurar a incerteza existente na escolha de determinado modelo. Eles atribuem de incerteza nos modelos, em linhas gerais a: i. pressupostos equivocados quanto

¹Mini Paper apresentado para aprovação do curso de Economia Financeira do PPGA/PPGE. O curso foi cumprido como aluno especial em 2016.2 e é parte integrante da iniciação científica.

²Este Mini Paper foi apresentado na *International Conference on Economic Modeling* (EcoMod2017)

à distribuição das séries ou erros de estimação dos parâmetros; ii. incerteza com relação aos fatores de risco relevantes; iii. modelo incorreto ³.

Desde Mandelbrot (1963) sabe-se que a presença de caudas pesadas em series temporais é um fato estilizado. Entre os avanços da literatura sobre o tema, estão por exemplo, medidas como o *Value-at-Risk*(VaR), assim como modelos usuais que consideram heteroscedasticidade condicional. A literatura recente ainda busca resolver os problemas decorrentes da não normalidade presente em series financeiras.

Mabrouk (2016) avalia a volatilidade conticional com h passos a frente usando VaR usando modelos de memória longa da família GARCH. O exercício é realizado com os índices: Nasdaq100, Dow Jones, S&P500, DAX30, CAC40, FTSE100 e Nikkei225. Modelos Student – t assimétricos FIAPARCH(1,d,1) conseguiram uma medida de um passo a frente mais precisa do que usando 5 ou 15 dias.

Haugom e Ullrich (2012) usou derivativos para melhorar a previsão da volatilidade no mercado de eletricidade spot, dividindo isso em componentes contínuos ou *jumps* de mercado. Os autores usaram a combinação da previsão da volatilidade realizada para um passo a frente e a volatilidade implícita para ajustar as previsões do modelo.

Tentativas de reduzir o erro de previsão de modelos GARCH ocorrem com o uso de métodos computacionais. Kristjanpoller e Minutolo (2015) usa Rede Neurais artificiais combinado com modelos GARCH para prever o ouro spot e future. Os resultados foram mais robustos comparados com modelos GARCH convencionais para previsões com 14 e 18 dias a frente.

Trading Algorítmico tem sido usado também para melhorar a previsão da volatilidade. Sermpinis et al. (2015) propõe o modelo RG-SVR para uma seleção e combinação ótima dos parâmetros do modelo com base na característica das séries. Essa abordagem se mostrou também lucrativa em aplicações de *textit*.

Implicações na precisão da combinação de volatilidades é avaliado também em Cavaleri (2008). A autora usa modelos de volatilidade não condicionais, condicionais e estocásticos, assim como combinações dos mesmos. A agregação de medidas de risco por meio do MQO apresentou melhores resultados do que outros tipos de combinações, ou até mesmo modelos univariados.

Kuester, Mittnik e Paolella (2006) sistematizou parte da literatura sobre o tema. A partir disso realizou um exercício empírico, onde fez uso de um grande número de modelos, distribuições e previsões VaR. A combinação de especificações GARCH que permitem caudas pesadas com Teoria do Valor Extremo (EVT) apresentaram os melhores resultados.

Algumas aplicações usam o modelo CAViaR de modo a resolver o problema de sub aditividade do VaR convencional. Nessa direção, Drakos, Kouretas e Zarangas (2015) testa a performance do CAViaR, dividindo a amostra em antes, durante e depois a grande crise financeira. Os autores encontraram uma performance relativa melhor do que o VaR convencional. Uma aplicação para o Brasil é encontrada em Gaio et al. (2015), onde depois de testar diversos modelos, encontra que as distribuições utilizadas são fundamentais para determinar o modelo com melhor capacidade de previsão, seja em momentos de calma ou de turbulência.

³Uma discussão ampla sobre o tema está em Danielsson et al. (2016).

Quando se considera a literatura de incerteza dos modelos de risco, assume-se nesse trabalho as fontes de risco localizadas em Alexander e Sarabia (2012) e Danielsson et al. (2016). Esses autores estabelecem a possibilidade de que pressupostos equivocados na forma estatística e o uso de modelos equivocados para determinado fim como fonte da incerteza na estimação do risco. Ainda nessa direção, nesse capítulo serão utilizados modelos univariados da família GARCH para prever a variância condicional e o VaR, usando diferentes distribuições de retornos, como: Normal, Normal - Assimétrica, t-Student, t-Student Assimétrica, GED, GED Assimétrica e JSU.

Nesse sentido, esse artigo contribui para a literatura de previsão e modelagem de risco ao apresentar modelos com variância condicional no tempo com diferentes especificações e pressupostos de distribuições de probabilidade dos retornos. O objetivo é identificar qual dos modelos apresenta melhor poder preditivo no período observado para o Brasil e os Estados Unidos, *proxies* para país emergente (mais volátil) e desenvolvido (menos volátil), respectivamente. A Kuester, Mittnik e Paolella (2006) nos *backtesting* propostos e Cavaleri (2008) no processo de estimação e seleção de modelos. O período estudado é relativamente calmo, sendo o intervalo entre a crise *dot com*(2002) e a crise do *subprime*(2008). Esse trabalho é de interesse de banqueiros centrais ou implementadores de políticas macro e micro prudenciais na previsão dos impactos nos canais de transmissão e para gestores de portfólio na gestão de ativos líquidos; uma vez que informa aos mesmos quanto a modelos de previsão que geram resultados inconsistentes e fontes do risco em modelagem.

Além dessa seção, o trabalho é dividido em quatro outras, A próxima apresenta os dados e as características no período observado. A terceira apresenta a metodologia empregada. A quarta seção apresenta os resultados. Finalmente, na quinta seção está a conclusão.

2.1 Metodologia

2.1.1 Risco: Definição e mensuração

Conforme a teoria econômica, a utilidade esperada do agente dita as decisões de alocação de riqueza em cenários de incerteza. Naturalmente, com base nas suas preferências, os investidores maximizam sua utilidade ao optarem por investimentos com diferentes distribuições de probabilidade (FRIEDMAN; SAVAGE, 1948, 1952)⁴. É, portanto, a busca dos agentes pelo retorno máximo e pelo mínimo risco que atribui relevância à correta definição e mensuração do risco financeiro.

Em geral, o risco de mercado não é facilmente mensurado. Danielsson (2011) define que, “financial risk is a forecasting, not a measurement”. Essa afirmativa é uma consequência da dificuldade de mensurar risco, dado o elevado número de fatores a serem controlados

⁴Para isso, os indivíduos devem ter preferências consistentes e completas, capazes de alterar a utilidade do agente quando suas escolhas podem ser representadas financeiramente (FRIEDMAN; SAVAGE, 1948). A inovação de Friedman e Savage (1952) está em provar analiticamente a consistência da hipótese de que a função de utilidade dos agentes pode não ser estritamente côncava ou convexa, mas que a depender do nível de renda, esse formato pode variar.

para mensurar o risco com precisão. Risco financeiro, diferente do movimento dos retornos, não é facilmente observado. Portanto, o risco é inferido a partir de oscilações nos preços (DANIELSSON, 2011).

Quando Markowitz (1952) introduziu a análise media-variância, estabeleceu um trade-off entre risco e retorno. Uma de suas contribuições foi de retirar a noção subjetiva de risco que havia à época, tornando-o uma medida estatística, a variância ³.

De fato, oscilações de preços só importam para os agentes quando se introduz a dimensão temporal, ou em outras palavras, o risco do mercado existe quando se propaga no tempo. Enquanto o tempo avança, a variação esperada na renda do investidor afeta sua satisfação. Portanto, uma medida de risco baseada em desvios-padrão é desejável para gestores de ativos utilizarem em suas análises ⁴.

O modo mais trivial de prever volatilidade é usar o desvio padrão calculado em uma média móvel. Onde a última observação é excluída e uma nova adicionada à medida que o tempo avança. Uma definição mais formal é encontrada em Hull (2006), que descreve a volatilidade histórica como o desvio padrão médio de retornos de frequência diária, anualizados.

O grande desafio ao usar um modelo de médias móveis é de encontrar o tamanho da janela ótima. Uma janela grande pode implicar em informações desnecessárias (HULL, 2006). Enquanto é possível que uma janela pequena resulte em uma medida de volatilidade excessivamente latente. Sendo sua medida, constantemente subestimada. Ademais, como é uma medida não condicional, pode não captar aglomerações de retornos ou resultados extremos adequadamente.

Para minimizar os efeitos de um evento extremo enviesando a media, uma medida de risco amplamente utilizada pelo mercado devido a sua simplicidade consiste de uma suavização exponencial dos desvios. Na *Exponential Weighted Moving Average* (EWMA), as informações mais recentes ganham um peso maior, o qual decai exponencialmente à medida que as observações se tornam irrelevantes para explicar o risco atual, o que melhora a precisão da previsão (ALEXANDER, 2008).

Dado que o parâmetro utilizado nesse modelo é constante e homogêneo para todos os ativos, modelos EWMA apresentam previsões deterioradas ao longo do tempo. Ainda que ainda sejam amplamente utilizadas em estudos empíricos e pelos praticantes do mercado.

Em suma, medidas de risco não condicionais são sensíveis a eventos extremos. Consequentemente, podem apresentar problemas quando os investidores tomam decisões com base em suas estimativas. Danielsson (2011) exemplifica de modo intuitivo ao mostrar que ativos que possuem comportamento diferente, podem ter as mesmas medidas de media-variância. Desse modo, ainda que esses ativos estejam em uma mesma linha de

³Outros aspectos importantes do seu arcabouço teórico é a forma quadrática da função de utilidade esperada e o uso de programação linear para a escolha ótima de ativos. Ademais, ele introduz noções intuitivas para os investidores, onde em um portfólio bem diversificado, a co-dependência entre os ativos da mesma carteira é o que importa; ademais, era até então, a única maneira de se reduzir risco, a passo em que se maximiza o retorno da carteira. Entretanto, seus pressupostos são flexibilizados pela literatura que o segue, por se distanciarem da realidade em alguns momentos.

⁴Uma discussão mais ampla sobre volatilidade como medida de risco é encontrada em Danielsson (2011) e Hull (2006).

trade-off, o comportamento dos mesmos ao longo do tempo pode fazer com que os agentes tomem decisões equivocadas com base nessa volatilidade.

Por outro lado, a medida de risco *Value-at-Risk* (VaR) apresenta facilidade de implementação e *backtesting*. Como Jorion (1997) sugere, o VaR é uma medida de risco estatística que mensura a perda potencial. Gestores de risco a usam também para gerenciamento da exposição de risco de uma carteira. A sua aplicabilidade e versatilidade se explica pela facilidade de mensuração e agregação de diferentes tipos de risco ⁵.

Dado $x \in \mathbb{X}$, uma variável aleatória com distribuição conhecida, α representa o quantil dessa distribuição, que vai de 0 a 1. Desse modo, a estimação do quantil α de uma variável aleatória $x_{ht,\alpha}$ com h dias de ganho ou perda financeira é:

$$P(B_{ht}P_{t+h} - P_t < x_{ht,\alpha}) = \alpha \quad (2.1)$$

VaR pode ser Estimado por uma série da distribuição dos retornos, quando isso ocorre, é expressa como a porcentagem do valor total do portfólio (Q). Assim sendo, define-se o VaR por um portfolio de variáveis aleatórias, expresso como

$$Q_{ht} = \frac{B_{ht}P_{t+h} - P_t}{P_t} \quad (2.2)$$

$$P(Q_{ht} < x_{ht,\alpha}) = \alpha \quad (2.3)$$

Desse modo, o VaR é uma perda financeira, a qual, com certo grau de confiança, sabe-se que determinado portfólio não irá ultrapassar em determinado horizonte de tempo. Obviamente, a sua medida é sensível ao tipo de distribuição dos retornos das variáveis. Principalmente, abaixo do α , visto que há a possibilidade dessa distribuição ter caudas mais largas ou até em casos extremos ser, por exemplo, bicaudal ou uniforme.

2.1.2 Modelos de Volatilidade Condicional

Desde Mandelbrot (1963) é sabido que há presença de aglomerações em séries financeiras: retornos tendem a realizar picos, onde alta volatilidade é precedida por baixa volatilidade; e, vice-versa. A simplificação por meio do pressuposto de que essas séries possuem distribuição normal é amplamente criticado. A distância do arcabouço teórico com relação à realidade passa então a ser um problema quando os modelos usados como instrumento de decisão de investimento não apresentam aderência aos dados.

A resposta da academia veio primeiro com Engle (1982), cujo trabalho se preocupa em adequar séries financeiras a um comportamento de variação condicionada ao tempo. Para isso, propõe uma forma funcional que introduz a inovação defasada para explicar a variância, desse modo, torna-se a modelagem da variância condicional. Seu *Paper* seminal

⁵VaR deve apresentar alguns pressupostos para ser considerado uma medida de risco coerente, como: i) Monotonicidade; ii) Sub aditividade; iii) Homogeneidade positiva; e, iv) invariância na translação. A depender da aplicação, algum desses pressupostos pode ser violado. Essa pesquisa não objetiva discutir em profundidade essas características teóricas. Para uma discussão completa, ver Artzner et al. (1999), Alexander (2008) e Danielsson (2011)

propõe o modelo *Autorregressive Conditional Heteroskedasticity* (ARCH), o que o torna pioneiro na mensuração econométrica do risco.

Como Tsay (2005) destaca, a dinâmica dos choques dos retornos no mercado de ações são serialmente não correlacionados. Todavia, os retornos em forma quadrática são linearmente dependentes. Assim sendo, a inovação passa a ter uma associação com o passado, ainda que decrescente em importância à medida que o tempo passa. Em outras palavras, o modelo ARCH é determinístico e possibilita a previsão da variância futura a partir da observância do passado.

Bollerslev (1986) simplifica o arcabouço do ARCH, generalizando a especificação do modelo – analogamente como ocorre na passagem de um modelo AR para ARMA. O modelo *Generalized ARCH* (GARCH) torna-se mais parcimonioso ao introduzir a defasagem da variância. Desse modo, são necessários menos parâmetros para explicar a variância e consequentemente menor incerteza na estrutura de previsões da variância condicional para fora da amostra (DANIELSSON, 2011). Sendo o modelo GARCH:

$$\sigma^2 = w + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (2.4)$$

Se $p > 0$, então o parâmetro GARCH ou de persistência existe nesse modelo; já α_i é o termo que mensura a velocidade de reação desse ativo a determinada notícia; e, o β_j é o parâmetro que está associado a uma maior persistência da resposta aos choques. A restrição de parâmetros positivos é realizada quando se impõe que a soma de, $\alpha_i + \beta_j < 1$, seja menor do que um.⁶

Outro importante fato estilizado diz respeito ao efeito alavancagem. A volatilidade não tende a reagir de forma simétrica a notícias negativas ou positivas. Os retornos acionários costumam se mover relativamente com maior intensidade em reação a notícias negativas, do que a choques positivos. Apesar do modelo GARCH capturar o comportamento decorrente da heterocedasticidade condicional, ele não considera a assimetria nos retornos, os quais podem levar, a depender da situação, a um problema de especificação do modelo.

Nessa direção, na literatura de volatilidade condicional são propostas duas proposições principais na busca da modelagem desses fatos. A primeira é o modelo *Exponential GARCH* (EGARCH), esquematizado em Nelson (1991):

$$(\epsilon_t | \Phi_{t-1}) = \sigma_t u_t, u_t \sim i.i.d(0, 1)$$

$$\log \sigma_t^2 = \omega + \sum_{i=1}^q \alpha_i g(\epsilon_{t-i}) + \sum_{j=1}^p \beta_j \log \sigma_{t-j}^2$$

onde $g(\cdot)$ é o parâmetro de assimetria do modelo, e ϵ_{t-i} é o termo de inovação. Dado a forma logaritmica, a restrição de positividade nos parâmetros não é necessária⁷. Então,

⁶Daniélsson (2011), destaca que ao usar o estimador de máximo Verossimilhança pode-se encontrar um máximo global, o qual não compreende a combinação de parâmetros onde $\alpha_i + \beta_j < 1$ não seja atendida. Portanto, quando o propósito é previsão, esse pressuposto pode ser flexibilizado.

⁷Nelson (1991) assume $g(\cdot)$ combinação de seus resíduos: $g(\epsilon_t) = \omega + \theta \epsilon_t + \delta(\epsilon_t \sim E \epsilon_t)$

θ captura o efeito alavancagem, e δ os efeitos magnitude.

Notícias negativas tem o seguinte impacto:

$$\theta\epsilon_t + \delta(\epsilon_t - E\epsilon_t)$$

Enquanto notícias positivas tem seus efeitos dados por $E|\epsilon_t|$ (FRANCQ; ZAKOIAN, 2011).

Por outro lado, o modelo *Threshold* GARCH (TGARCH) desenvolvido em Zakoian (1994) possui a seguinte forma generalizada:

$$\sigma_t^a = \omega + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^a + \sum_{i=1}^q \alpha_i \epsilon_{t-i}^a + \sum_{k=1}^r k(d_{\epsilon_{t-k} \leq 0}) \epsilon_{t-i}^a \quad (2.5)$$

Onde, $d_{\epsilon_{t-k} \leq 0}$ é uma variável *dummy*. A estimação é dividida em duas fases. Quando o termo de inovação é positivo, a resposta da volatilidade será $(\alpha_i) \epsilon_{t-i}^2$; e, quando a notícia é negativa, o impacto na volatilidade será $(\alpha_i + i) \epsilon_{t-i}^2$.

O modelo GARCH Integrado (IGARCH) no termo, AR ϵ_i , é um processo raiz unitária Tsay (2005). Isso implica em que o parâmetro de reação tem alta persistência a determinado choque. Essa característica encontrada em séries financeiras levou Engle e Bollerslev (1986) a criar o modelo IGARCH. Em sua especificação IGARCH(1,1), o mesmo pode ser escrito:

$$\sigma_t^2 = w + (1 - \beta_1)\alpha_1 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (2.6)$$

Onde a principal diferenciação com relação ao modelo GARCH padrão, estpa na inexistência de variância não-condicional. Do ponto de vista teórico, isso justifica pela mudança de nível que a variância sofre em decorrência de choques⁵.

2.1.3 Diagnóstico dos Modelos

Mesmo que a seleção do melhor modelo (dado que sejam mesmos tipos) possa ser realizada com base nos critérios de informação, como *Akaike*(AIC), *Schwarz* (SBC) e

⁵Considerando $w = 0$, o IGARCH tem a previsão da volatilidade como sendo $\sigma_{t-1}^2(1)$ para todos os horizontes. O mesmo passa a ser suavizado, como um modelo EWMA. Matematicamente isso pode ser mostrado como

$$\sigma_t^2 = (1 - \beta_1)\epsilon_1^2 + \beta_1 \sigma_{t-1}^2 \quad (2.7)$$

$$= (1 - \beta_1)\epsilon_{t-1}^2 + \beta_1[(1 - \beta_1)]\sigma_{t-2}^2]$$

$$= (1 - \beta_1)\epsilon_{t-1}^2 + (1 - \beta_1)\beta_1\epsilon_{t-2}^2 + \beta_1\sigma_{t-2}^2]$$

Substituindo recursivamente,

$$\sigma_t^2 = (1 - \beta_1)(\epsilon_{t-1}^2 + \beta_1\epsilon_{t-2}^2 + \beta_1^2\epsilon_{t-3}^2 + \dots) \quad (2.8)$$

Onde β_1 é o fator de desconto. Quando ele é fixado em 0,94, obtem-se a especificação do *Risk Metrics*.

Hann-Quen(HQ), ou também usando *Local Maximum Likelihood*. O exercício empírico nesse capítulo segue Engle, Patton et al. (2001, p. 1) em sua afirmativa: “A volatility model should be able to forecast volatility”.

Desse modo, segue-se Cavaleri (2008) e Kuester, Mittnik e Paoletta (2006) para medir o ajustamento dos métodos para o mercado de ações brasileiro e americano antes da crise financeira de 2008. A importância do uso de medidas de precisão da função perda reduzem são desejáveis por estabelecer um parâmetro objetivo de escolha entre diferentes modelos. Como esclarece Makridakis, Wheelwright e Hyndman (2008, p. 42): “To the consumer of forecasts, it is the accuracy of the future forecast that is most important”.

Seguindo o processo de investigação do melhor modelo, primeiro, é utilizada a medida de Erro Quadrado Médio (EQM), que é a diferença entre o observado (y_t) e a previsão (\hat{y}_t), elevado ao quadrado:

$$EQM = \sum_{t=1}^n \frac{(\hat{y}_t - y_t)^2}{n} \quad (2.9)$$

O próximo passo é encontrar o melhor modelo de previsão por meio da medida de Erro Absoluto Médio (EAM). Que é a distância entre o observado (y_t) e a previsão (\hat{y}_t) em modulo. Ela possui ganhos de interpretação, uma vez que o resultado não depende da escala dos dados. Matematicamente:

$$EQM = \sum_{t=1}^n \frac{|\hat{y}_t - y_t|}{n} \quad (2.10)$$

As funções perda resultantes dessas duas medidas são respectivamente quadrática e absoluta. O uso dessas funções como medida de precisão se justifica também por evitar parcialmente os problemas decorrentes de *overfitting*. Como destacam Makridakis, Wheelwright e Hyndman (2008):

Over-fitting a model to a data series, which is equivalent to including randomness as part of the generating process, is as bad as failing to identify the systematic pattern in the data" (MAKRIDAKIS; WHEELWRIGHT; HYNDMAN, 2008, p. 46).

—"

2.1.4 Backtesting

O acordo da Basileia em Committee (1996) requer que as instituições financeiras reguladas reservem capital como prevenção a choques ou a um excesso de exposição ao risco. A medida de risco utilizada para isso é VaR com um *threshold* de 1%, onde, quanto maior o número de violações que essas instituições experimentam abaixo desse limite, mais capital deve ser colocado em forma de reserva. Não obstante, esse procedimento não identifica necessariamente o modelo que promove um ajustamento correto dessa medida aos dados.

Nesse sentido, o método mais prático para encontrar o melhor modelo, com base nesses parâmetros é o *backtesting*. Ele consiste na comparação da previsão do *value-at-risk* (VaR) gerada por determinado modelo, comparando então com os retornos realizados (DANIELSSON, 2011). Uma discussão completa sobre os métodos de backtesting é encontrada em Campbell (2005). Adotaremos os procedimentos desenvolvidos em Kupiec (1995) e Christoffersen (1998).

O primeiro considera o número de violações que o VaR coleciona, dado α escolhido e o corte de tempo. Kupiec (1995) constroi uma sequência de 0 e 1 seguindo uma distribuição de *Bernoulli*. O zero representa que não houve violação do *threshold*, enquanto que 1 significa que houve violação. A proporção entre o número de 1 e 0 na sequência representa o grau de ajustamento do modelo.

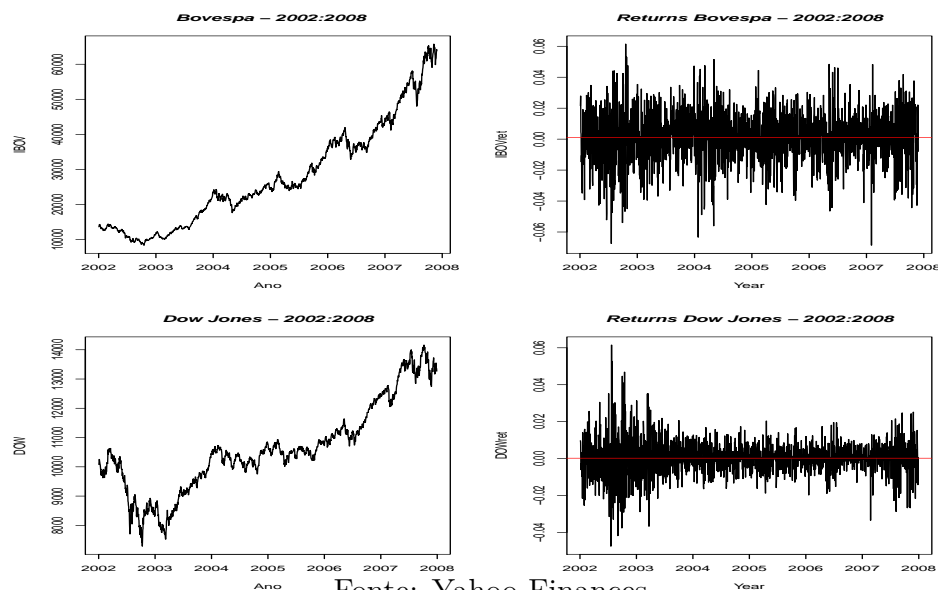
Embora esse teste de *Bernoulli* não assume distribuição dos retornos, ele gera resultados intuitivos acerca da eficiência passada do VaR escolhido (DANIELSSON, 2011). Como Campbell, Huisman e Koedijk (2001) afirma, dois problemas reduzem a eficácia do teste: i) apresenta baixa robustez quando a amostra é pequena, podendo sistematicamente sub avaliar o risco; ii) o teste não examina a ocorrência de *clusters* nas caudas, o que pode levar a uma sub estimação do risco.

2.2 Resultados

2.2.1 Dados e contexto

As séries temporais utilizadas são os índices do mercado de capitais no Brasil e nos Estados Unidos, sendo respectivamente o Bovespa e o Dow Jones. Ambos são considerados portfólios ponderados, que representam a performance geral do mercado de capitais desses países. Critérios de liquidez e relevância são usados para selecionar as empresas que fazem parte do índice.

Figura 2.1: Bovespa e Dow Jones preços e log dos retornos – Period: jan/2002 to dec/2008



Fonte: Yahoo Finances.

A frequência dos dados é diária, o período amostral vai de 02/01/2002 a 31/12/2007⁶ de retornos em logaritmo, com dados coletados pelo Yahoo *Finance Database*, usando o software Grapher OC para extração dos dados.

Uma inspeção preliminar da base de dados na Figura 2.1 é possível observar a presença de aglomeração na série, com um pico observado entre 2002 e 2003. A perturbação nesse período ocorre devido ao estouro da bolha *Dotcom* nos Estados Unidos. Ademais, o Brasil experimentou transição presidencial nesse período, onde o presidente eleito do Partido dos Trabalhadores (PT) levantou desconfiança com relação à condução das políticas monetárias e fiscal. Esses eventos são também precedidos pela crise cambial e a crise Russa, em 1999.

O período que vai do final de 2003 até o início de 2008 é relativamente calmo no mercado financeiro global. Isso pode se evidenciado pelo desempenho dos retornos da bolsa americana na Figura 2.1. Mesmo que o Bovespa apresente maior variabilidade nos seus retornos, nesse período o comportamento é relativamente mais controlado. Em 2007, as séries apresentam uma maior volatilidade, reflexo da crise *subprime* nos Estados Unidos.

Na Tabela 2.1 é possível identificar a presença de alto excesso de curtose em ambas as séries, sendo 0.67 para o Bovespa e 3.63 para o Dow Jones. Além do mais, é possível verificar na Figura 2.1, a presença de autorrelação nos retornos ao quadrado⁷. Ademais, o Bovespa é negativamente assimétrico, enquanto que o Dow Jones apresenta assimetria positiva.

⁶O numero de observações é diferente em cada série. Devido a diferença entre feriados e dias de bolsa de valores fechada. A Bovespa possui 1488 observações de preço, enquanto que o Dow Jones totalizou 1510.

⁷O quadrado dos retornos autocorrelacionados é uma justificativa para o uso de modelos de variância condicional.

Tabela 2.1: Estatística Descritiva do Bovespa e do Dow Jones em Log dos retornos - 02/01/2002 até 31/12/2007

Statística	Bovespa	Dow Jones
Média	0,0009	0,0001
Desvio-Padrão	0,0172	0,0098
Máx	0,0615	0,0615
Mín	-0,0685	-0,0475
Curtose	0,6786	3,6310
Assimetria	-0,2889	0,2124
Jarque Bera	48,04(0,00)	833,95(0,00)
Dickey-Fuller	-11,10(0,00)	-11,54(0,00)
Observações	1487	1509

A não normalidade é presente e ambas as séries. De qualquer modo, o teste de Dickey Fuller Aumentado (ADF) rejeita a hipótese nula de passeio aleatório para os retornos. Essa análise preliminar do modelo apresenta características desejáveis, para serem modelados pelos modelos da família GARCH. Os fatos estilizados de leptocurtose, aglomeração dos retornos e assimetria está presente em ambos os mercados.

2.2.2 Precisão da Variância Condicional

Na Tabela 2.2, é possível observar que os resultados da precisão dos modelos de previsão para o Bovespa. Com o intuito de modelar os fatos estilizados referenciados na seção 3.1 são usados os modelos GARCH, EGARCH, TGARCH e iGARCH. Todos os modelos são estimados pressupondo dois tipos de distribuição, a Normal e a t-Student. Com uma janela móvel (h) de 1000 observações, os parâmetros são re-estimados a cada passo, sendo 487 passos à frente ($h + 1$) para o Bovespa e 509 para o Dow Jones.

Ao seguir Engle, Patton et al. (2001), o objetivo da pesquisa é encontrar o melhor modelo de previsão. Portanto, os modelos que obtiverem as menores medidas de EQM e EAM serão os considerados melhores. Já o teste DAC, tem como objetivo caracterizar os modelos que tem melhor precisão no sinal da previsão.

Apesar de nos testes de critério de informação e de significância dos parâmetros, a ordem dos modelos da família GARCH ficou limitada em $(p \leq 5, q \leq 5)$, para estimar a função perda dos modelos, a ordem será $(p \leq 5, q \leq 5)$. O propósito dessa restrição é de manter a parcimônia, ao mesmo passo em que se encontra o modelo que tem melhor poder preditivo.

É possível observar na Tabela 2.2 que a melhor combinação (p, q) , com base no teste EQM a $(1, 1)$ e $(3, 2)$ para o GARCH padrão; $(2, 1)$ para o EGARCH; $(1, 3)$ para TGARCH; e, $(1, 2)$ para o iGARCH. Considerando caudas mais pesadas, o melhor resultado é atingido pelo GARCH $(3, 3)$, EGARCH $(1, 2)$, TGARCH $(3, 2)$, e iGARCH $(3, 1)$. Sendo o melhor modelo baseado nessa medida, para previsão de risco financeiro no Brasil, o GARCH $(1, 2)$ - Normal. Usando o EAM a melhor medida é o GARCH $(1, 1)$ - t-Student.

Tabela 2.2: Medidas de Precisão para as previsões para o Bovespa fora da amostra

GARCH							
	EQM	EAM	DAC		EQM	EAM	DAC
GARCH(1,1) - Normal	0.2658	1.2286	0.5503	GARCH(1,1) - t-Student	0.2664	1.2282	0.5482
GARCH(1,2) - Normal	0.2658	1.2293	0.5462	GARCH(1,2) - t-Student	0.2662	1.2283	0.5482
GARCH(1,3) - Normal	0.2656	1.2284	0.5482	GARCH(1,3) - t-Student	0.2667	1.2335	0.5482
GARCH(2,1) - Normal	0.2659	1.2298	0.5523	GARCH(2,1) - t-Student	0.2661	1.2291	0.5462
GARCH(3,1) - Normal	0.2662	1.2312	0.5503	GARCH(3,1) - t-Student	0.2654	1.2277	0.5503
GARCH(2,2) - Normal	0.2658	1.2300	0.5523	GARCH(2,2) - t-Student	0.2659	1.2290	0.5462
GARCH(2,3) - Normal	0.2658	1.2298	0.5523	GARCH(2,3) - t-Student	0.2659	1.2296	0.5462
GARCH(3,2) - Normal	0.2657	1.2297	0.5523	GARCH(3,2) - t-Student	0.2657	1.2296	0.5462
GARCH(3,3) - Normal	0.2659	1.2310	0.5462	GARCH(3,3) - t-Student	0.2656	1.2295	0.5503
EGARCH							
	EQM	EAM	DAC		EQM	EAM	DAC
EGARCH(1,1) - Normal	0.2669	1.2358	0.5236	EGARCH(1,1) - t-Student	0.2667	1.2335	0.5400
EGARCH(1,2) - Normal	0.2667	1.2350	0.5236	EGARCH(1,2) - t-Student	0.2658	1.2319	0.5441
EGARCH(1,3) - Normal	0.2663	1.2335	0.5379	EGARCH(1,3) - t-Student	0.2664	1.2326	0.5462
EGARCH(2,1) - Normal	0.2659	1.2324	0.5482	EGARCH(2,1) - t-Student	0.2658	1.2319	0.5441
EGARCH(3,1) - Normal	0.2661	1.2332	0.5400	EGARCH(3,1) - t-Student	0.2661	1.2325	0.5441
EGARCH(2,2) - Normal	0.2659	1.2324	0.5462	EGARCH(2,2) - t-Student	0.2658	1.2319	0.5441
EGARCH(2,3) - Normal	0.2659	1.2324	0.5462	EGARCH(2,3) - t-Student	0.2658	1.2319	0.5441
EGARCH(3,2) - Normal	0.2659	1.2326	0.5462	EGARCH(3,2) - t-Student	0.2658	1.2319	0.5441
EGARCH(3,3) - Normal	0.2659	1.2327	0.5462	EGARCH(3,3) - t-Student	0.2658	1.2319	0.5441
TGARCH							
	EQM	EAM	DAC		EQM	EAM	DAC
TGARCH(1,1) - Normal	0.2663	1.2331	0.5359	TGARCH(1,1) - t-Student	0.2662	1.2306	0.5503
TGARCH(1,2) - Normal	0.2668	1.2344	0.5400	TGARCH(1,2) - t-Student	0.2666	1.2326	0.5462
TGARCH(1,3) - Normal	0.2658	1.2321	0.5441	TGARCH(1,3) - t-Student	0.2661	1.2311	0.5441
TGARCH(2,1) - Normal	0.2663	1.2332	0.5338	TGARCH(2,1) - t-Student	0.2662	1.2308	0.5462
TGARCH(3,1) - Normal	0.2664	1.2324	0.5441	TGARCH(3,1) - t-Student	0.2662	1.2321	0.5462
TGARCH(2,2) - Normal	0.2664	1.2339	0.5379	TGARCH(2,2) - t-Student	0.2662	1.2311	0.5462
TGARCH(2,3) - Normal	0.2661	1.2324	0.5462	TGARCH(2,3) - t-Student	0.2661	1.2319	0.5462
TGARCH(3,2) - Normal	0.2661	1.2308	0.5482	TGARCH(3,2) - t-Student	0.2658	1.2308	0.5503
TGARCH(3,3) - Normal	0.2659	1.2317	0.5462	TGARCH(3,3) - t-Student	0.2662	1.2312	0.5482
iGARCH							
	EQM	EAM	DAC		EQM	EAM	DAC
iGARCH(1,1) - Normal	0.2657	1.2298	0.5462	iGARCH(1,1) - t-Student	0.2666	1.2293	0.5482
iGARCH(1,2) - Normal	0.2655	1.2288	0.5462	iGARCH(1,2) - t-Student	0.2663	1.2283	0.5503
iGARCH(1,3) - Normal	0.2655	1.2293	0.5462	iGARCH(1,3) - t-Student	NC	NC	NC
iGARCH(2,1) - Normal	0.2658	1.2304	0.5523	iGARCH(2,1) - t-Student	0.2663	1.2291	0.5482
iGARCH(3,1) - Normal	0.2660	1.2291	0.5523	iGARCH(3,1) - t-Student	0.2660	1.2291	0.5523
iGARCH(2,2) - Normal	0.2655	1.2297	0.5523	iGARCH(2,2) - t-Student	0.2656	1.2279	0.5482
iGARCH(2,3) - Normal	0.2663	1.2290	0.5503	iGARCH(2,3) - t-Student	0.2665	1.2295	0.5482
iGARCH(3,2) - Normal	0.2656	1.2303	0.5503	iGARCH(3,2) - t-Student	0.2665	1.2295	0.5482
iGARCH(3,3) - Normal	0.2658	1.2309	0.5462	iGARCH(3,3) - t-Student	0.2663	1.2290	0.5503

Nota: O *input* das observações vai de 2002 até 2008. A frequência dos retornos é diária, sendo utilizada uma média móvel de 1000 períodos. O teste estima observações para fora da amostra, totalizando 487 previsões para o Bovespa e 509 para o Dow Jones. *N.C. se refere a não convergência na estimação.

Tabela 2.3: Medidas de Precisão para as previsões para o Dow Jones fora da amostra

GARCH							
	EQM	EQM	DAC		EQM	EQM	DAC
GARCH(1,1) - Normal	0.0060	0.5544	0.5343	GARCH(1,1) - t-Student	N.C	N.C	N.C
GARCH(1,2) - Normal	0.0060	0.5554	0.5206	GARCH(1,2) - t-Student	N.C	N.C	N.C
GARCH(1,3) - Normal	0.0061	0.5548	0.5265	GARCH(1,3) - t-Student	0.0060	0.5558	0.5147
GARCH(2,1) - Normal	0.0060	0.5547	0.5383	GARCH(2,1) - t-Student	N.C	N.C	N.C
GARCH(3,1) - Normal	0.0060	0.5547	0.5383	GARCH(3,1) - t-Student	N.C	N.C	N.C
GARCH(2,2) - Normal	0.0061	0.5548	0.5265	GARCH(2,2) - t-Student	N.C	N.C	N.C
GARCH(2,3) - Normal	0.0061	0.5551	0.5363	GARCH(2,3) - t-Student	N.C	N.C	N.C
GARCH(3,2) - Normal	0.0061	0.5551	0.5363	GARCH(3,2) - t-Student	N.C	N.C	N.C
GARCH(3,3) - Normal	0.0060	0.5551	0.5383	GARCH(3,3) - t-Student	N.C	N.C	N.C
EGARCH							
	EQM	EQM	DAC		EQM	EQM	DAC
EGARCH(1,1) - Normal	0.0060	0.5569	0.5049	EGARCH(1,1) - t-Student	0.0060	0.5563	0.5049
EGARCH(1,2) - Normal	0.0060	0.5570	0.5049	EGARCH(1,2) - t-Student	0.0060	0.5564	0.5068
EGARCH(1,3) - Normal	0.0060	0.5570	0.5049	EGARCH(1,3) - t-Student	0.0060	0.5558	0.5147
EGARCH(2,1) - Normal	0.0060	0.5551	0.5206	EGARCH(2,1) - t-Student	0.0060	0.5550	0.5127
EGARCH(3,1) - Normal	0.0060	0.5574	0.5127	EGARCH(3,1) - t-Student	0.0060	0.5554	0.5166
EGARCH(2,2) - Normal	0.0060	0.5552	0.5166	EGARCH(2,2) - t-Student	N.C.	N.C.	N.C.
EGARCH(2,3) - Normal	0.0060	0.5557	0.5147	EGARCH(2,3) - t-Student	N.C.	N.C.	N.C.
EGARCH(3,2) - Normal	0.0060	0.5572	0.5147	EGARCH(3,2) - t-Student	N.C.	N.C.	N.C.
EGARCH(3,3) - Normal	0.0060	0.5578	0.5029	EGARCH(3,3) - t-Student	0.0060	0.5557	0.5225
TGARCH							
	EQM	EQM	DAC		EQM	EQM	DAC
TGARCH(1,1) - Normal	0.0060	0.5558	0.5068	TGARCH(1,1) - t-Student	N.C.	N.C.	N.C.
TGARCH(1,2) - Normal	0.0060	0.5562	0.5049	TGARCH(1,2) - t-Student	N.C.	N.C.	N.C.
TGARCH(1,3) - Normal	0.0060	0.5551	0.5304	TGARCH(1,3) - t-Student	N.C.	N.C.	N.C.
TGARCH(2,1) - Normal				TGARCH(2,1) - t-Student	N.C.	N.C.	N.C.
TGARCH(3,1) - Normal	0.0060	0.5560	0.5147	TGARCH(3,1) - t-Student	N.C.	N.C.	N.C.
TGARCH(2,2) - Normal	0.0060	0.5539	0.5304	TGARCH(2,2) - t-Student	0.0060	0.5556	0.5127
TGARCH(2,3) - Normal	0.0060	0.5556	0.5166	TGARCH(2,3) - t-Student	0.0060	0.5553	0.5088
TGARCH(3,2) - Normal	0.0060	0.5552	0.5245	TGARCH(3,2) - t-Student	N.C.	N.C.	N.C.
TGARCH(3,3) - Normal	0.0060	0.5555	0.5029	TGARCH(3,3) - t-Student	0.0060	0.5555	0.5029
iGARCH							
	EQM	EQM	DAC		EQM	EQM	DAC
iGARCH(1,1) - Normal	0.0060	0.5544	0.5363	iGARCH(1,1) - t-Student	N.C	N.C	N.C
iGARCH(1,2) - Normal	0.0060	0.5544	0.5383	iGARCH(1,2) - t-Student	N.C	N.C	N.C
iGARCH(1,3) - Normal	0.0060	0.5550	0.5206	iGARCH(1,3) - t-Student	N.C	N.C	N.C
iGARCH(2,1) - Normal	0.0060	0.5543	0.5422	iGARCH(2,1) - t-Student	N.C	N.C	N.C
iGARCH(3,1) - Normal	0.0060	0.5547	0.5422	iGARCH(3,1) - t-Student	N.C	N.C	N.C
iGARCH(2,2) - Normal	0.0060	0.5546	0.5343	iGARCH(2,2) - t-Student	N.C	N.C	N.C
iGARCH(2,3) - Normal	N.C.	N.C.	N.C.	iGARCH(2,3) - t-Student	N.C	N.C	N.C
iGARCH(3,2) - Normal	0.0060	0.5547	0.5324	iGARCH(3,2) - t-Student	N.C	N.C	N.C
iGARCH(3,3) - Normal	0.0060	0.5552	0.5402	iGARCH(3,3) - t-Student	N.C	N.C	N.C

Nota: O *input* das observações vai de 2002 até 2008. A frequência dos retornos é diária, sendo utilizada uma média móvel de 1000 períodos. O teste estima observações para fora da amostra, totalizando 487 previsões para o Bovespa e 509 para o Dow Jones. *N.C. se refere a não convergência na estimação.

A Tabela 2.3 apresenta os resultados para o índice Dow Jones. Quando se consideras

os resultados do EQM, todos os modelos estão próximos. A maioria, quando estimado utilizando uma distribuição t-Student apresenta Não Convergência (N.C.) em algumas janelas de previsão, motivo pelo qual os seus resultados foram desconsiderados. A medida de Erro Absoluto Médio (EAM) evidencia que GARCH(1,1), iGARCH(1,2) and iGARCH(2,1) são os modelos mais precisos.

2.2.3 VaR Backtesting

A especificação mais aceita nessa pesquisa, com uso amplo na academia e no mercado é o GARCH(1,1). Essa especificação será usada combinando com diferentes distribuições de probabilidade, para averiguar qual pressuposto estatístico gera melhores resultados de previsão. Na seção 3.1, observou-se que ao final de 2007, a volatilidade foi elevada para ambos os índices. A questão aqui levantada é se a modelagem de variância condicional apresenta bom ajustamento aos dados nesse período.

Para responder essas questões, são usadas medidas de violação e de independência, como referenciado em Kupiec (1995) e Christoffersen (1998) com diferentes *thresholds*. Estabelecemos uma média móvel de 1000 observações, sendo os parâmetros re-estimados a cada previsão. As violações realizadas em cada período são de interesse para o diagnóstico dos diferentes modelos.

Na Tabela B.1 é possível observar, ainda que as distribuições Normal e t-Student são amplamente utilizadas na prática. Quando o risco é estimado com base nelas é consistentemente sub-estimado para alpha de 5 ou 1%. As versões assimétricas dessas distribuições apresentam melhor ajustamento no período estudado, ainda assim sub-avaliando o risco. A melhor distribuição para a especificação GARCH(1,1) é a Jhonson's-SU (JSU), que apresenta o mesmo número de violações esperado para um alpha igual a 1. Por outro lado, quando se considera o teste de dependência entre as violações, apenas as distribuições JSU e GED não rejeitam a hipótese nula de excesso de violação, e hipótese conjunta de excesso de violações.

Os outros modelos estão na região de rejeição da hipótese alternativa de excesso de violação quando se considera o *alpha* de 1% ou o teste de dependência quando o alpha é de 5%. Consequentemente, mesmo que os modelos não tenham risco subestimados em uma sequência, suas violações são aglomeradas.

Em contraste, considerando o índice Dow Jones, a distribuição GED assimétrica está atrelada às melhores previsões. Embora, nenhum dos outros modelos hajam respeitado a zona de violação, quando se consideram testes de *backtesting* mais rigorosos as distribuições Normal, Normal assimétrica, e a GED e sua versão assimétrica. Eles apresentaram significância estatística ao rejeitar a hipótese alternativa de excesso e dependência de violações. Fato inesperado é que as distribuições t-Student não permitiram a convergência das estimações, sendo excluídas do experimento.

2.3 Conclusão

A previsão de risco é importante para auxiliar *Policymakers* e gestores de portfólio na tomada de decisões. O objetivo desse Mini Paper foi de contribuir para o estudo de previsão e modelagem de risco ao apresentar modelos de variância condicional que apresentam diferentes especificações e distribuições se comportam em um momento de transição, no meio de duas crises financeiras. Para um país emergente (Brasil) e desenvolvido (USA). A metodologia segue Kuester, Mittnik e Paolella (2006) no *backtesting* e Cavaleri (2008) no procedimento de estimação.

Os resultados sugerem que os modelos não geraram previsões consistentes para todos os tipos de distribuição assumida no período analisado. O modelo com melhor precisão de previsão para fora da amostra foi o iGARCH e modelos GARCH padrão para ambos os países. O *backtesting* em um passo a frente dos modelos VaR, apenas o GARCH(1,1) – GED, GARCH(1,1) – Assimétrico GED e GARCH(1,1) – JSU apresentaram resultados satisfatórios. Enquanto ao índice Dow Jones, o uso de caudas pesadas usando distribuições do tipo t-Student gerou problema de convergência para algumas janelas de previsão. Os melhores modelos para o índice foram GARCH(1,1) – Normal, GARCH(1,1) – Normal assimétrico, GARCH(1,1) – GED, GARCH(1,1) – GED Assimétrico.

Algumas lições podem ser extraídas desse exercício : i) pressupostos de distribuições de probabilidade restritas (i.g. Normal) não se ajusta adequadamente à modelagem de risco para qualquer tipo de ativo. Assim sendo as mais flexíveis (i.g. GED) mais desejáveis; e, ii) o gestor financeiro que utilizou essa modelagem no período estudado para estimar o seu modelo VaR, estaria sub estimando o risco de sua carteira de modo sistemático. Ademais, a não convergência dos modelos que utilizam a distribuição t-Student, difere do que Bauwens e Laurent (2005) encontra, atesta para a possibilidade de exceções tendo como desejável a modelagem de caudas mais gordass.

Em suma, os resultados sugerem que as tomadas de decisão baseada em medidas de previsão de risco devem ser assumidas com cautela. Próximos trabalhos devem focar na modelagem das caudas, na Teoria do Valor Extremo (EVT) e em abordagens algorítmicas.

CAPÍTULO 3

Qual Informação é Importante para a Propagação de Risco de MErcado no Brasil? Modelagem da Transmissão com MGARCH-BEKK, DCC, t-Copulas¹²

Introdução

Em seu trabalho seminal sobre transmissão de volatilidade, Engle, Ito e Lin (1988) descreve que a propagação do risco de mercado se baseia em dois processos. Sendo o primeiro uma reação rápida por parte do mercado a novas informações, ou em resposta tardia. No Brasil, em especial, o período que vai de 2014 até 2016, é marcado como um dos mais voláteis desde a crise financeira *subprime*. A crise política combinada com uma investigação policial – denominada de “Lava Jato”-, e eventos geopolíticos não esperados, como o BREXIT, expectativas e repercussões de política monetária não convencional executada pelo FED e a eleição presidencial nos Estados Unidos são exemplos de choques que geraram estresse no mercado.

Nesse cenário de assimetria de informações, o trabalho dos gestores de portfólios é dificultado. Torna-se difícil de discernir quais informações tem potencial de afetar a rentabilidade de sua carteira. Enquanto, no mercado financeiro, a maior parte dos analistas atribua ao cenário político a performance do mercado de ações, Vladimir Signorelli avaliou em Rapazza (2016) que os investidores não tinham, ao momento, uma interpretação correta dos fatores que moviam o índice Bovespa. Não era a política, e sim o desempenho no mercado de commodities que era relevante para explicar a rentabilidade do índice.³

Evidentemente, um entendimento correto acerca da co-dependência entre os mercados é crucial para uma boa performance de gestores de ativos e para *Policy Makers*, no desenho de suas intervenções. Por exemplo, a análise correta das causas e consequências de políticas

¹Este artigo foi apresentado nos seguintes eventos: i. Encontro Brasileiro de Finanças 2017 - Sociedade Brasileira de Finanças(SBFin); ii. 55º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural (SOBER); iii. Encontro de Séries Temporais 2017 (ESTE2017) - Sociedade Brasileira de Estatística; e, iv. *International Conference on Economic Modeling* (EcoMod2017). E aceito no 45º Encontro Nacional de Economia da Associação Nacional dos Centros em Pós-Graduação em Economia (ANPEC).

²Agradeço aqui as contribuições do Professor Cássio da Nóbrega Besarria e do Economista e mestrando, Diego Pitta de Jesus. Suas sugestões e discussões enriqueceram o trabalho, não sendo os mesmos responsabilizados por quaisquer erros cometidos.

³A figura C.1 na seção ?? mostra a relação entre PIB, Commodities e Mercado de Ações no Brasil.

macro e micro prudenciais, dependem da inserção correta das variáveis relevantes nos modelos. Como pode-se conferir em Ibragimov, Jaffee e Walden (2011), as crises financeiras recentes revelaram a importância da interdependência entre instituições financeiras e mercados, assim como, o potencial de risco sistêmico nessa relação. Além do mais, a mensuração precisa da correlação, é insumo fundamental na construção de um portfólio diversificado.

Ainda mais, com os avanços tecnológicos experimentados pelo mercado, as negociações no mercado se tornaram mais ágeis e de acesso facilitado para *traders* aos mercados globais. Como consequência natural, estratégias de diversificação internacional e de arbitragem tornaram-se mais fáceis de implementar. Como sugere Solnik (1995), portfólios diversificados em âmbito global, performam melhor que carteiras de ativos domésticos. Obviamente, isso é uma consequência direta, do que Markowitz (1952) formaliza em seu trabalho seminal. A baixa correlação entre ativos de uma mesma carteira reduz risco, ao mesmo passo em que melhora a rentabilidade. Contudo, Longin e Solnik (1995) contribui ao mostrar que essa não é uma consequência determinística da teoria do portfólio. Isso decorre do fato que as correlações entre os mercados financeiros internacional tendem a variar ao longo do tempo, seja em dispersão ou em nível.

Adicionalmente, em um mundo com economias e mercados financeiros intensamente integrados, as dependências cruzadas entre ativos ao longo do tempo ganham importância. Nesse sentido, a literatura recente reconhece a existência de fluxos de capital em decorrência da co-volatilidade. Desse modo, espera-se que ao considerar essas características, os agentes tomem melhores decisões de *hedge*, seleção e precificação de ativos e derivativos, além de, uma correta localização e gerenciamento do risco de mercado Bauwens, Laurent e Rombouts (2006). Engle (1982) é pesquisa pioneira no desenvolvimento de medidas de risco com base em um arcabouço de econometria financeira. O desenvolvimento desse nicho possibilitou a resolução parcial de problemas de agregação de risco. A saber, surgem modelos multivariados como BEKK-GARCH, *Constant Conditional Correlation* (CCC), *Dynamic Conditional Correlation* DCC ou até mesmo de problemas de superdimensionamento, comum em modelos multivariados dessa família, com Copulas e suas extensões - *Factor* Cópulas, Copulas dinâmicas, entre outras.¹

Novamente, como Bekaert, Hodrick e Zhang (2009) identifica formalmente, a co-volatilidade têm ganhado evidência devido à alta correlação que os mercados financeiros emergentes experimentaram no pós-crise financeira. Todavia, esse período é marcado por uma quebra estrutural na associação linear entre os mercados, o que a literatura dá o nome de contágio. Como essa discussão foge ao escopo dessa pesquisa, o leitor interessado pode se aprofundar em Calvo e Reinhart (1996); Dornbusch, Park e Claessens (2000); Forbes e Rigobon (2002); Marçal e Pereira (2009).

Esse artigo analisa a interdependência entre mercados que ocorre em momentos de estabilidade global, como descreve Forbes e Rigobon (2002). A transmissão de volatilidade

¹Patton (2009) presents a broad discussion about using Copula functions when modelling financial times series, and their desirable density distribution assumptions to risk modelling. Oh e Patton (2017) formulam uma solução, bem sucedida a partir de *Factor* Copulas, para o que a literature denomina de “the curse of dimensionality”

nos mercados financeiros pode ocorrer, primeiro, por meio de canais que investidores institucionais (fundos de pensão, fundos *hedge*) criam em busca de uma exposição a movimentos no mercado de commodities ou a outros mercados emergentes. Isso se explica pela existência de empresas de porte global, como Vale e Petrobrás, fortemente correlacionadas ao mercado internacional de ferro e petróleo. Ademais, como conclui Cardona, Gutiérrez e Agudelo (2017), o Brasil tem papel de líder no mercado financeiro Latino-americano. Desse modo, esses movimentos por parte de investidores podem ser explicados pela busca de menores custos de transação, maior liquidez e rentabilidade.

Segundo, o *spillover* de risco de mercado pode-se explicar também pela busca dos gestores de ativos, por relações mais rentáveis de risco-retorno. A realocação de capital por parte dos *market makers*, seja por diversificação ou por movimento de manada, per si, é capaz de perturbar outros mercados. Existe uma literatura, que intensifica a discussão sobre esse tipo de fluxo de capitais e as consequências para mercados emergentes. Essa discussão é aprofundada em Bonizzi (2016), Froot e Donohue (2002), and Hsieh et al. (2011).

O *Paper* seminal de Engle, Ito e Lin (1988), que estabelece uma comparação entre os efeitos de transmissão de risco e a eficiência de mercado. Modelando o Yen/USD, para um vasto grupo de países, os autores testaram a hipótese de *Heat Waves* e *Meteor Shower*. A primeira se refere a movimentos de mercado relacionados aos fundamentos da economia, que são transmitidos rapidamente para outros mercados. Em contraste, a hipótese do *Meteor Shower* é atrelada a mercados menos eficientes para os quais a informação leva mais tempo a propagar seus efeitos. O estado da arte que lida com os efeitos de transmissão ainda se preocupa com o impacto de eventos em variáveis econômicas, ou sobre a identificação de fatores que propagam ondas de risco em tempos de crise.

Ahmadi, Behmiri e Manera (2016) investigou os efeitos de diferentes choques relacionados a petróleo nos preços das commodities agrícolas usando um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR). Os principais resultados sugerem que o impacto da volatilidade no mercado de petróleo no mercado agrícola é significativo. Já Baldi, Peri e Vandone (2016) usa um modelo GARCH-BEKK para identificar a transmissão entre o índice SP500 e o mercado de commodities, encontrando uma relação negativa entre ambos. Beckmann e Czudaj (2014) adota uma abordagem diferente; usa o mercado futuro para encontrar um efeito transbordamento entre os diferentes preços de commodities. Gozgor, Lau e Bilgin (2016) expande a abordagem da literatura que precede ao medir o efeito da incerteza e percepção de risco por parte dos investidores na volatilidade das commodities. Em contraste com o senso comum, os autores encontram parâmetros não significativos para descrever esses efeitos.

De fato, o petróleo ainda tem papel importante na atividade econômica. Broadstock, Cao e Zhang (2012) usam o modelo de três fatores de fama-french, onde o petróleo passa a ser interpretado como fator significativo de risco sistêmico para o mercado de energia chinês. Em Broadstock e Filis (2014), os autores decompõem os preços de petróleo em tipos de choques específicos (oferta, demanda e demanda agregada) e adicionam o mercado americano à análise. A importância desse exercício esteve em identificar a vulnerabilidade

de diferentes setores produtivos, a depender do tipo de desequilíbrio no mercado de petróleo. Boldanov, Degiannakis e Filis (2016) expande a análise ao diferenciar países importadores e exportadores de petróleo. Choques de oferta tendem a afetar ambos os países de modo diferente, enquanto que choques de demanda guardam relação positiva como todos os países.

A versatilidade de modelos GARCH multivariados é utilizada para analisar também a vulnerabilidade dos países a choques regionais ou globais. Alotaibi e Mishra (2015) estuda o efeito dos spillovers de volatilidade a partir de fatores globais e regionais no mercado de capitais do Golfo Pérsico, comprovando uma assimetria de respostas. Cardona, Gutiérrez e Agudelo (2017) examina a hipótese de *decoupling* entre Estados Unidos e países Latino-Americanos, como México, Brasil, Chile, Peru, Colômbia, e Argentina. Os autores usam um modelo GARCH multivariado para averiguar as relações de transbordamento entre esses mercados. Os resultados da pesquisa apontam para o Brasil como tendo um papel preponderantemente de líder no mercado financeiro regional, ao passo em que transmite volatilidade para os demais países. Adicionalmente, o país é o único que transmite volatilidade para os Estados Unidos. No entanto, ainda não é possível comprovar a hipótese de descolamento financeiro entre esses mercados. Outros, como Liu, Hammoudeh e Thompson (2013) e Hammoudeh et al. (2013) decompõem fatores de riscos econômicos, financeiros e políticos de países do BRICS. Para isso usam um arcabouço MTAR e ADRL para medir a participação desses fatores na transmissão de risco.

A literatura que busca mensurar causas e efeitos por meio de modelos multivariados está em contínua expansão. Entretanto, poucos trabalhos aplicados ao Brasil foram encontrados. Usando modelos DCC and GARCH-BEKK, Chaine (2011) avaliou os efeitos transbordamento do índice *S&P500* no índice Bovespa, durante a crise *subprime*. A hipótese de contágio é confirmada, sugerindo que durante a crise, os co-movimentos são fortemente correlacionados. Righi e Ceretta (2013) divide a amostra em antes, durante e depois da crise financeira de 2008 para avaliar a hipótese de contágio para o mercado brasileiro. Os resultados são, inicialmente, elucidativos ao revelar que o índice brasileiro passou a ser mais integrado ao mundo durante e após a crise financeira. Ainda nesse sentido, Ferreira et al. (2012) analisam com mais detalhes o efeito contágio no mesmo período por meio de índices setoriais da bolsa brasileira. Os autores encontram evidência de um efeito significativo da crise nos setores de construção e financeiro.

O fato estilizado de inexistência de distribuição normal em séries financeiras é uma motivação para usar alternativas mais robustas de modelagem. Lee e Long (2009) propõem o uso de funções Cópulas em conjunto com modelos GARCH, DCC, BEKK e VC. Outra abordagem nessa direção é proposta por Christoffersen et al. (2011), que usa Cópulas para captar assimetria e dependência nas caudas combinado com modelos DCC e DECO. Modelos dinâmicos com *Factor Copulas* são usados para agregar informação de várias variáveis, e assim melhorar a previsão de risco de mercado. Com essa abordagem, estão trabalhos Oh e Patton (2017) e Bartels e Ziegelmann (2016), que combinam esse modelo com uma especificação GAS (*Generalized Autorregressive Score*).

Estudos aplicados ao Brasil encontrados apontam no uso de modelos que captem a interdependência entre os mercados em períodos de crise. Desse modo, eles se adequam

melhor à definição de Forbes e Rigobon (2002) de efeito contágio, e não à definição de transmissão. Outros, como Barroso, Silva e Sales (2016), trazem evidências do efeito do rebalanceamento de portfólios em função de decisões de política monetária não convencional nos Estados Unidos. Para avaliar os efeitos do *Quantitative Easing* no Brasil, os autores realizaram um exercício contra factual. A análise minuciosa dos dados traz resultados bastante intuitivos do fluxo de capital estrangeiro ao Brasil. Esses fluxos resultaram em uma apreciação cambial, boom no mercado acionário, e aumento do crédito.

O Objetivo principal dessa pesquisa é de analisar e identificar efeitos de transmissão e canais de volatilidade de e para o mercado de ações brasileiro. As principais hipóteses levantadas com relação à existência desses canais são: i. O Brasil é um mediador das perturbações ou da volatilidade de commodities (metálicas, energéticas, e agrícolas) e de países Latino-Americanos; ii) A volatilidade no mercado financeiro no Brasil é dependente de turbulências no cenário internacional (político, econômico, geopolítico); iii. A volatilidade no Brasil é idiossincrática, os fundamentos econômicos e políticos explicam a volatilidade no mercado. A metodologia utilizada segue a construção realizada em Cardona, Gutiérrez e Agudelo (2017), que usa o modelo BEKK-GARCH bivariado e trivariado, e a estimação é baseada em Lütkepohl (2005) e Tsay (2013). Mesmo apresentando dificuldade para encontrar parâmetros significativos, esses modelos GARCH multivariados se mostram desejáveis para a modelagem da dependência condicional entre diferentes variáveis, devido à intuição e objetividade dos seus resultados.

A dificuldade de decompor as fontes de choques é evidente na revisão de literatura apresentada. Isso é intensificado em um país com instabilidade política e fiscal, como o Brasil nesse período. Esses fatores evidenciam a necessidade de esclarecer quais são os canais relevantes de transmissão de risco no Brasil. Gestores de portfolio e *Policy Makers* (ver Barroso et al. (2014)) em suas decisões de intervenção para controlar risco sistêmico, podem se beneficiar diretamente de um exercício como esse. Ademais, a escassez de aplicações para o mercado brasileiro destaca a importância da contribuição desse artigo.

Além dessa introdução, esse capítulo é organizado em quatro seções adicionais. A próxima apresenta as principais características dos dados. A Terceira seção discute a metodologia utilizada, seguida pela quarta seção, que apresenta os resultados. Por fim, a quinta seção apresenta os principais resultados.

3.1 Dados e contexto

A série de dados utilizada é composta de retornos logarítmicos em periodicidade diária dos índices do Brasil e dos Estados Unidos; Commodities agrícolas como milho, açúcar, soja, café e etanol; commodities metálicas como ferro e cobre; petróleo Brent; produtos financeiros, como *Credit Default Swaps* (CDS) com maturidade de 5 anos, títulos da dívida soberana dos USA e do Brasil com maturidade de 10 anos. Foi utilizada para extração dos dados a *Thomson Reuters Database*; o corte amostral vai de janeiro de 2014 até dezembro de 2016.

O uso das variáveis commodities agrícolas é justificado pela próxima relação que as commodities guardam com a atividade econômica no Brasil (ver Figura C.1 no Apêndice

C). A bolsa americana e os títulos do tesouro de 10 anos são usados para analisar os efeitos de rebalanceamento de carteiras devido a políticas monetárias não convencionais por parte do FED. Existe evidência de que o diferencial de juros entre os países, em conjunto com a implementação do *Quantitative Easing* (QE), tem impacto direto sobre realocação de portfólio de *Carry Trade* (GUNES, 2012). Já o *Credit Default Swap* (CDS) é um produto financeiro que se torna conhecido depois da crise financeira global, o qual passa a ser utilizado como um Seguro para o default da dívida soberana. No caso brasileiro, é um índice de probabilidade de default da dívida bastante utilizado pela academia e pelo mercado.

Tabela 3.1: Estatística Descritiva Log dos retornos – Período: jan/2014 to dez/2016

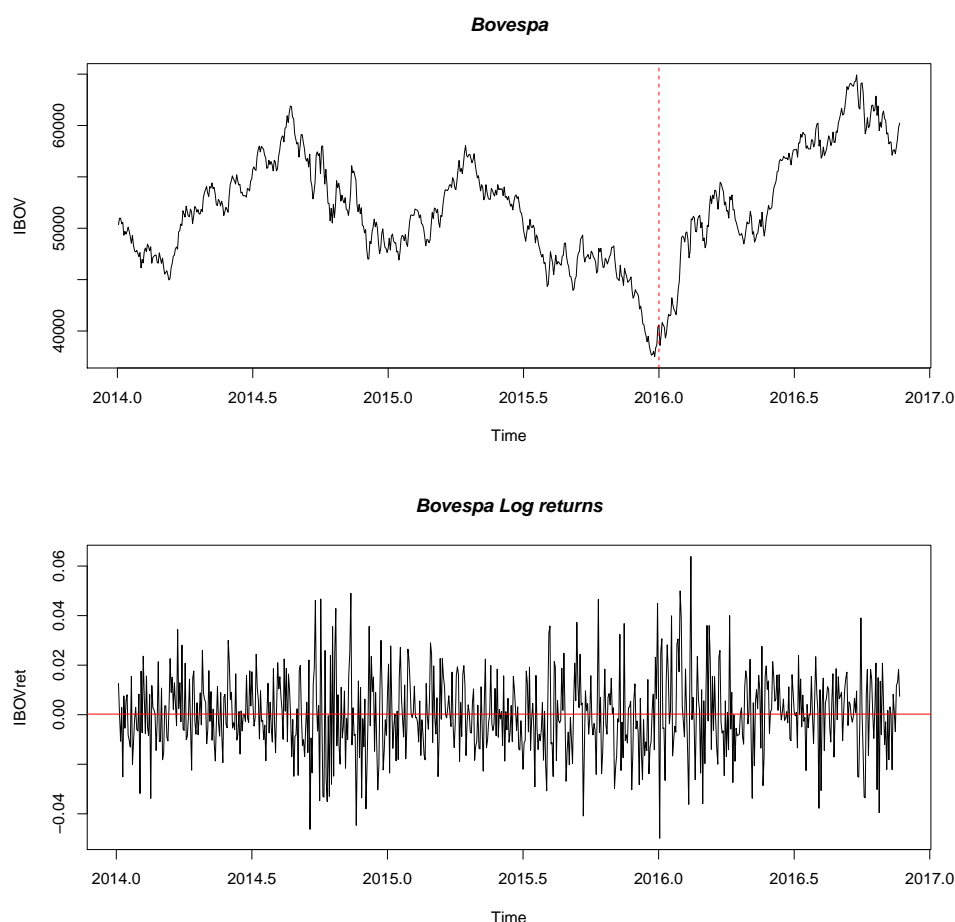
	Mín.	Média	Mediana	Máx.	D.P.	C.V (%)	Curtose (excesso)	J.B.
Bovespa	- 4.9880	0.0246	0.0103	6.3867	1.5925	64.573	0.5847	14.25(0.00)
SP500	- 4.2021	0.0282	0.0349	3.8291	0.8600	30.470	2.1609	160.63(0.00)
Gold	- 3.3842	- 0.0083	- 0.0574	4.6866	0.9440	-112.955	2.1496	135.52(0.00)
Iron	-15.8374	- 0.0764	0.0514	12.0955	1.8811	-24.593	-2.3083	148.74(0.00)
Brent	- 10.2449	- 0.0901	- 0.1785	10.3094	2.4907	-27.630	2.0159	33.01(0.00)
CDS5y	- 15.6975	0.0492	0.0000	14.1385	3.2812	66.623	2.2683	160.24(0.00)
BR Bonds10y	- 5.2182	- 0.0200	- 0.0398	4.6228	1.1464	-57.238	1.5400	74.25(0.00)
US Bonds10y	- 11.0214	- 0.0259	- 0.1455	10.7081	2.3485	-90.5484	1.5262	71.71(0.00)
Corn	- 5.5197	0.0071	- 0.0894	5.3725	1.3666	190.214	0.6684	19.42(0.00)
Sugar	- 4.7055	0.0358	0.0371	3.7537	1.1678	32.5624	0.2895	2.85(0.24)
Soybeans	- 7.6265	- 0.0441	0.0178	9.0971	1.3986	-31.7029	5.2865	876.69(0.00)
Coffee	- 9.3006	0.0320	0.0191	9.1640	2.1976	68.5139	1.5771	78.91(0.00)
Ethanol	- 5.8230	0.0113	0.0022	9.0269	14.5958	128.0351	2.8073	251.57(0.00)

Fonte: Thomson Reuters Database

A estatística descritiva mostra que algumas séries apresentam outliers, como os títulos da dívida soberana e ferro. O Jarque Bera rejeita a hipótese de normalidade para quase todas as séries. Ademais, é possível identificar que as commodities agrícolas possuem uma distribuição mais dispersa do que metais e os produtos financeiros. O excesso de curtose diferente de zero sugere que a heteroscedasticidade condicional deve ser modelada.

A crise política no Brasil é uma das maiores características do período estudado aqui, segundo analistas de mercado. O senso comum era que, de algum modo, os mercados financeiros haveriam precificado o modo como a política econômica estava sendo conduzida. Ademais, a eleição presidencial em 2014 foi acirrada, gerando uma onda de incerteza, o que afetou o portfólio dos investidores.

Figura 3.1: Preço e log retornos do Bovespa Period: jan/2014 to dec/2016



Fonte: Thomson Reuters Database

De fato, é possível observar na Figura 3.1 a alta do índice Bovespa desde 2014, seguido por uma reversão de tendência que marca a reversão de expectativas e período baixista na bolsa brasileira. Amorim (2016) destaca que as eleições presidenciais entre o candidato do Partido Social Democrata (PSDB), Aécio Neves e a representante do Partido dos Trabalhadores (PT), Dilma Rousseff. Como consequência da expectativa crescente de uma possível vitória do primeiro candidato, houve uma tendência de alta expressiva desde o início da série estudada até 2015. Essa pressão de alta do mercado ficou popularmente conhecida como “rali eleitoral”.

Depois de 2015, o clima político piora. Como Globo (2014) descreve, a reeleita Presidente Dilma Rousseff realizou estelionato eleitoral na sociedade quando alterou a equipe econômica, iniciando uma guinada a políticas econômicas de austeridade fiscal – as suas propostas de eleição prometiam maior expansão fiscal. Além disso, como Almeida e Salto (2016) explicam, é no início do segundo mandato que os problemas fiscais se tornam explícitos. Como consequência, os preços no mercado de ações se tornaram mais voláteis.

Em agosto desse mesmo ano, o governo entregou ao congresso uma proposta deficitária de orçamento para 2016. Esse evento é marcado como único na história moderna do país (GLOBO, 2015). Isso reforça os problemas fiscais pelo qual o País passava nesse momento,

motivo adicional para a redução da nota de crédito da dívida soberana brasileira pelas agências Standard& Poor's e Fitch. Por fim, o período estudado finaliza com o líder do governo na câmara dos deputados sendo preso por suspeita de corrupção.

Evidentemente, essa conjuntura política trás evidências de que a crise política causou um aumento da volatilidade na Bovespa. No presidencialismo de coalisão, a solução constitucional para uma crise dessa dimensão passa por um impeachment do gestor (ABRANCHES, 1988). Apenas a expectativa de que esse evento ocorresse resultou em que o mercado denomina de “*Bull Market*”.

Por outro lado, ao mesmo tempo em que a bolsa brasileira melhora sua performance, os mercados internacionais iniciam uma tendência de alta nos preços também.⁴ A alta correlação entre o mercado de commodities e o índice Bovespa é explicada pela dependência da pauta de exportações brasileiras por produtos primários e devido à dinâmica de negociação de petróleo e ferro nesse período. Especuladores e investidores podem preferir reduzir custos de transação ao adquirir participação acionária em empresas com elevada associação linear com esse mercado, como Vale e Petrobrás. Obviamente, essas relações deterioram a capacidade dos gestores de carteiras de investimento e dos analistas de diferenciarem causalidade de correlação.

3.2 Metodologia

Desde Markowitz (1952), a mensuração do risco é baseada em medidas estatísticas. Sharpe (1964), Lintner (1965) e Mossin (1966) relativizaram a noção do risco, tornando-o uma relação linear entre preço de empresas e do mercado com o *Capital Assets Pricing Model*(CAPM). Esses modelos apresentaram problemas de aderência aos dados, o que motivou Ross (1976) a propor o modelo *Arbitrage Price Theory* (APT) para elevar a robustez do beta como medida de risco sistêmico.

Como Mandelbrot (1963) avaliou, o constante erro de precificação dos modelos de gerenciamento de risco deve-se à inconsistência existente entre o pressuposto de normalidade das séries, e o comportamento no mundo real. Séries financeiras tentem a apresentar um comportamento de aglomeração, alternando-se entre momentos de alta e de baixa frequência de oscilações. Esse problema é parcialmente resolvido quando se propõe a modelagem da heterocedasticidade condicional proposto inicialmente com Engle (1982) no modelo *Autorregressive Conditional Heteroscedasticity*(ARCH). Nessa direção, Bollerslev (1986) propõe a generalização com a abordagem *Generalized ARCH*(GARCH), o que se torna referência para uma série de extensões para de modelos univariados que objetivam captar outros fatos estilizados de séries financeiras, como o efeito alavancagem.

Ademais, como sugere Cardona, Gutiérrez e Agudelo (2017), as consequências de crises financeiras provocou a academia, que em resposta propôs modelos com maior poder de previsão do risco idiossincrático e suas consequências em outros mercados. Além do mais, a evidência chama a atenção dos gestores de carteiras de ativos, que devem

⁴No apêndice, a Figura C.1 mostra a relação entre atividade econômica no Brasil, Bovespa e o mercado de commodities.

basear suas decisões de alocação em suas interdependências (DANIELSSON, 2011). *Policy makers* também devem alimentar seus modelos macroeconômicos, com a observância da interdependência entre diferentes variáveis econômicas antes de tomar suas decisões.

Nesse sentido, embora modelos multivariados tenham a capacidade de gerar maiores ganhos de interpretação econômica, garantir a consistência de suas estimações requer a imposição de algumas restrições. Mais especificamente, os modelos multivariados da família GARCH impõem que suas matrizes sejam positivas-semidefinidas e podem facilmente gerar o problema de superparametrização quando se insere uma variável adicional no sistema (FRANCO; ZAKOIAN, 2011).

Dentre eles, está o modelo mais geral, que é o VEC, proposto por Bollerslev, Engle e Wooldridge (1988) ⁵. A literatura que vem em seguida propõem arcabouços tentam resolver o problema do superdimensionamento que a especificação VEC gera. Por exemplo, surge o modelo de correlação constante, o *Constant Conditional Correlation* (CCC) proposto em Bollerslev (1990), uma extensão é propor um modelo que aprenda com os erros, o *Dynamic Conditional Correlation* (DCC) proposto simultaneamente em Engle (2002) e Tse e Tsui (2002), diferindo apenas na inserção da defasagem da correlação por Tse e Tsui (2002).

Como Tsay (2013) estabelece o DCC é utilizado para modelar a matriz de correlação condicional, do tipo

$$\rho = D_t^{-1} \sum_t D_t^{-1}, D_t = \text{diag}(\sigma_{ii,t}) \quad (3.1)$$

D_t é a diagonal da matriz variância-covariância no tempo t . O modelo usa a volatilidade marginal das séries para então extrair a correlação condicional de suas matrizes. Supondo $\eta_t = (\eta_{1t}, \dots, \eta_{kt})'$ como o vetor de inovações padronizadas. Então, p_t é a volatilidade da matriz de η_t . O modelo proposto em Engle (2002), difere de Tse e Tsui (2002) porque o modelo é apenas autorregressivo, ao considerar somente o resíduo η_t e não a correlação passada.

Seguindo a abordagem em Tsay (2013), é utilizada uma função Cópula (C) para se chegar a um melhor entendimento acerca da estrutura de dependência da distribuição conjunta das variáveis. Isso é justificado pelas evidências empíricas, que sugerem que a distribuição conjunta de variáveis financeiras tendem a ser não normais (PATTON, 2006).

A função Cópula permite que a simples soma das distribuições marginais gere a função de distribuição conjunta das variáveis. Supondo o vetor de variáveis aleatórias $X = [X_1, X_2, \dots, X_n]'$, com distribuições F_1, F_2, \dots, F_n e função de distribuição conjunta F (PATTON, 2009). Pode ser facilmente visualizado, por meio do teorema de Sklar (1959) que:

$$F(x) = C(F_1(x_1), F_2(x_2), \dots, F_n(x_n)), \forall x \in \mathbb{R}^n \quad (3.2)$$

⁵Ainda que assuma uma forma multivariada, a interpretação desse modelo é próxima da observada nos modelos GARCH univariados.

Supondo um VEC(1,1):

$$h_t = c + A\eta_{t-1} + Gh_{t-1}$$

onde η_{t-1} e Gh_{t-1} podem ser escalados em um vetor $\text{vec}(\cdot)$. A matriz \mathbf{A} e \mathbf{G} são matrizes quadradas e \mathbf{c} é um vetor.

Desse modo, a distribuição multidimensional é representada pelo produto de n distribuições univariadas e uma função Cópula. Como Patton (2009) explica, extrair a distribuição marginal de uma multivariada é muito útil para a modelagem de séries financeiras. A família de funções copulas não exige mesma distribuição das variáveis para extrair informações do modelo, o que facilita o trabalho de tornar os modelos de gerenciamento e localização de risco mais aderentes aos dados. Nessa pesquisa, será utilizada a função t-Copula, como sugerido em Tsay (2013). O processo de estimação segue Creal, Koopman e Lucas (2013), ao descrever a volatilidade condicional e as correlações, para chegar no resultado do modelo DCC.

Outra abordagem utilizada pela literatura para relaxar os pressupostos da especificação VEC, é a modelagem BEKK. Engle e Kroner (1995) propuseram uma nova parametrização para h_t , a qual impõe restrições para garantir que a matriz seja positivo semidefinida. Em outras palavras, a especificação BEKK é um caso específico de um modelo VEC.⁶ Para a aplicação nesse trabalho, o uso desse modelo será importante para entender a direção do fluxo de choques e volatilidade. A modelagem GARCH-BEKK é direta e intuitiva, apesar de apresentar dificuldades de estimação a partir da abordagem econométrica clássica. Resende (2015) prova que uma sequência estocástica de variáveis $X = (\epsilon_t)_{t \in N}$ pode ser modelado por uma especificação GARCH-BEKK, se atende a:

$$\begin{aligned} \epsilon_t &= (H_t)^{\frac{1}{2}} \eta_t \\ H_t &= \Omega + \sum_{i=1}^q \sum_{k=1}^K A_{ik} \epsilon_{t-i} \epsilon'_{t-1} A'_{ik} + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K B_{jk} H_{t-j} B'_{jk} \end{aligned} \quad (3.3)$$

Francq e Zakoian (2011) define essa relação como um processo GARCH estrito. Onde K é uma integral, Ω , A_{ik} e B_{jk} são matrizes quadradas $m \times m$; ω é positivo definida; η_t é uma sequência i.i.d. A especificação pressupõe que H_t é positivo definida.

Ao especificar o modelo em forma vetorial, Francq e Zakoian (2011) encontra para H_t :

$$\begin{aligned} \text{vech}(H_t) &= \text{vech}(\Omega) + \sum_{i=1}^q D_m^+ \sum_{k=1}^k (A_{ik} \otimes A'_{ik}) D_m \text{vech}(\epsilon_{t-i} \epsilon'_{t-i}) \\ &\quad + \sum_{j=1}^p D_m^+ \sum_{k=1}^k (B_{jk} \otimes B'_{jk}) D_m \text{vech} H_{t-j} \end{aligned} \quad (3.4)$$

Onde a matriz da forma $(m \times m)$, em uma representação vetorial, tem sua diagonal como sendo uma matriz positiva semi-definida. Então existe A_{ik} e B_{jk} e a parametrização é equivalente ao modelo VEC (FRANCO; ZAKOIAN, 2011).

Engle e Kroner (1995) mostra que o caso bivariado torna-se:

⁶Em aplicações, o modelo VEC é inutilizado, apesar de sua especificação desejável em termos teóricos. Já o modelo BEKK é mais utilizado devido à sua parcimônia com relação ao primeiro. Engle e Kroner (1995) prova que as restrições atribuídas aos parâmetros BEKK, podem ser facilmente equivalentes à forma $\text{vech}(\cdot)$.

$$\begin{aligned}
H_t = \Omega \Omega' + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix}' \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} \\
+ \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix}' H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix}
\end{aligned} \tag{3.5}$$

Retirando o subscrito t e os termos GARCH, encontramos:

$$\begin{aligned}
H_{11} &= \Omega + a_{11}^2 \varepsilon_1^2 + 2a_{11}^* a_{21}^* \varepsilon_1 \varepsilon_2 + a_{21}^2 \varepsilon_2^2 \\
H_{12} &= \Omega + a_{11}^* a_{12}^* \varepsilon_1^2 + (a_{21}^* a_{12}^* + a_{11}^* a_{22}^*) \varepsilon_1 \varepsilon_2 + a_{21}^2 \varepsilon_2^2 + a_{21}^* a_{22}^* \varepsilon_2^2 \\
H_{22} &= \Omega + a_{12}^2 \varepsilon_1^2 + 2a_{12}^* a_{22}^* \varepsilon_1 \varepsilon_2 + a_{22}^2 \varepsilon_2^2
\end{aligned} \tag{3.6}$$

Esse modelo é mais parcimonioso que a especificação VEC, ao passo em que economiza no uso de parâmetros (ENGLE; KRONER, 1995). Entretanto, como afirma Tsay (2013), mesmo que esse arcabouço providencie um modelo com matriz de volatilidade positiva-semidefinida e uma representação atrativa, ele ainda tem problemas em aplicações. Muitos dos seus parâmetros ainda são constantemente não significativos ao nível 5%. Desse modo, boas estimações devem evitar o uso um número maior do que três variáveis.

A metodologia utilizada nesse artigo segue em parte a proposta de Cardona, Gutiérrez e Agudelo (2017), e a abordagem de estimação sugerida em (LÜTKEPOHL, 2005) e (TSAY, 2013)⁷. O algoritmo utilizado segue os seguintes passos: primeiro, encontra-se as séries estacionárias aplicando o teste de raiz unitária Dickey-Fuller, Phillips Perron e KPSS. Em seguida as séries são agrupadas em pares com o índice Bovespa, e Estimado pelo pacote do software R, CRAN ‘MTS’, desenvolvido pelo pesquisador Ruey Tsay. Para estimar o modelo DCC e t-Copulas, primeiro a covariância da série foi suavizada ao usar o resíduo de um modelo de Vetores Autorregressivos (VAR). Depois, os resíduos passam por um filtro GARCH univariado, de modo a retirar os efeitos heterocedasticos que são idiossincráticos a cada variável. Por fim, os resíduos não auto correlacionados são usados como input nas especificações DCC e t-Copulas, de modo a capturar a relação cruzada entre as variáveis.

Em conformidade com o teste de Portmanteau os modelos estimados são considerados para análise. A Tabela C no apêndice mostra os resultados da estimação bivariada. Pode-se observar que nem todos os pares de estimação passam por esse crivo, ou seja, não apresentam boa aderência ao modelo. Sendo relações descartadas na modelagem BEKK utilizada aqui. Esse tratamento rigoroso dos resíduos se justifica pela análise

⁷Esses modelos podem ser estimados seguindo a abordagem clássica de maximização do log da Verossimilhança,

$$L(\theta) = -T \ln(2\pi) - \frac{1}{2} \sum_t^T (\ln | \sum_t | + \epsilon_t' \sum_t^{-1} \epsilon_t) \tag{3.7}$$

Onde T é o tempo, e θ é o vetor de parâmetros a serem estimados.

estrutural aqui realizada. Nela, a interpretação do parâmetro ARCH será de choque ou perturbação na covariância das séries. Enquanto que o termo GARCH representa a volatilidade transmitida entre as variáveis, representado pelos parâmetros da diagonal secundária dessa matriz. A direção que esse processo assume nesse período é determinada pela posição, magnitude, e significância dos coeficientes cruzados.

3.3 Resultados

3.3.1 Dinâmica da Volatilidade no Brasil

A análise dos parâmetros dos modelos da família GARCH ajustados descreve, a dinâmica da série estudada. De modo intuitivo, é possível captar a velocidade de reação e a persistência de determinado ativo ou mercado a dada notícia. Ademais, as especificações EGARCH e TGARCH modelam a assimetria presente nas series financeiras. O chamado efeito alavancagem implica em reação mais pronunciada dos mercados ao surgimento de notícias negativas.

Tabela 3.2: Parâmetros dos modelos GARCH - Bovespa – Período: jan/2014 to dez/2016

	ARCH(3)	GARCH(1,1)	EGARCH(2,2)	TGARCH(1,1)
μ	0.0000 (0.00)***	0.0000 (0.00)***	-0.3162 (0.30)	0.000 (0.31)
α_1	0.0000 (0.99)	-	0.1001 (0.09)*	0.0002 (0.96)
α_2	0.2091 (0.09)*	-	-0.1793 (0.00)***	-
α_3	0.0946 (0.09)*	-	-0.1793 (0.00)***	-
β_1	-	0.9292 (0.00)***	0.4083 (0.00)***	0.9621 (0.00)***
β_2	-	-	0.5534 (0.00)***	-
γ_1	-	-	10.33 (0.21)	0.0722 (0.00)***
γ_2	-	-	0.2251 (0.01)***	-
Critério da Informação				
AIC	-5.4494	-5.4472	-5.4553	-5.4532
BIC	-5.3814	-5.3877	-5.3617	-5.3851
HQ	-5.4227	-5.4238	-5.4186	-5.4264
LB(p-value)	(0.1213)	(0.1120)	(0.1110)	(0.0914)

Nota: Estimação dos modelos ARCH/GARCH, segue metodologia de Morettin (2008) e Danielsson (2011). Significância dos parâmetros: *, **, ***; correspondem respectivamente a 10, 5 e 1% de nível de confiança.

A partir dos resultados pode-se observar que o modelo EGARCH (2,2) tem maior magnitude no parâmetro de reação, sendo o mesmo negativo. Isso é uma consequência do efeito alavancagem presente nesse período, onde os investidores reagiram com mais intensidade a notícias negativas. Em contraste, a especificação TGARCH(1,1) apresentou reação quase nula.

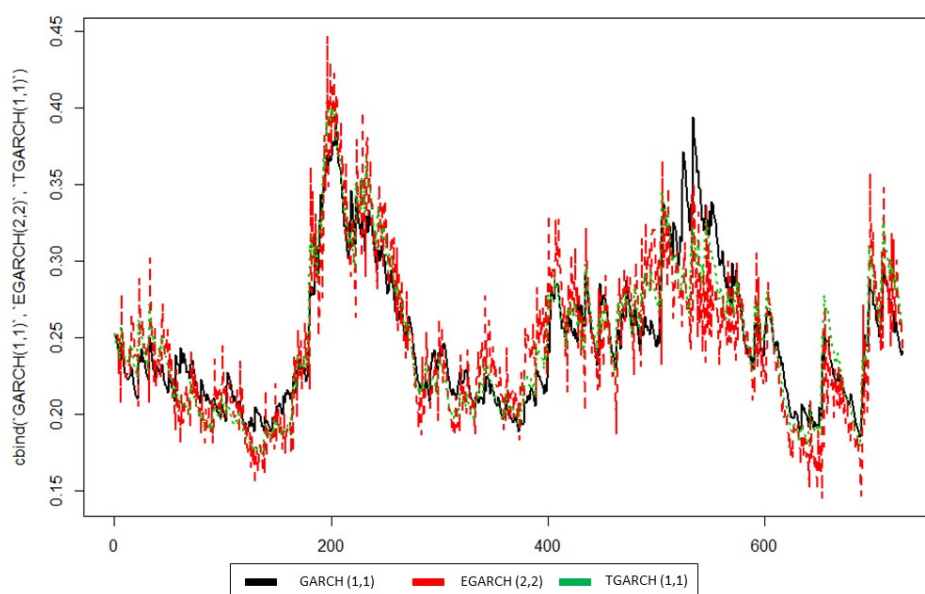
Tabela 3.3: Meia vida dos choques de volatilidade no Brasil em dias – Período: jan/2014 to dez/2016

ARCH(3)	GARCH(1,1)	EGARCH(2,2)	TGARCH(1,1)
0.53	33.17	20.12	42.44

Nota: Baseado em parâmetros estimados.

A correta especificação dos modelos da família GARCH implica, que os resíduos da série de retornos financeiros são não autocorrelacionados, entretanto, em sua forma quadrática apresentam autocovariância que decai exponencialmente ao decorrer do tempo. Pode-se observar que a volatilidade no Brasil tem persistência de 33 dias quando considerado o modelo GARCH(1,1), de 42 e 20 dias respectivamente para as TGARCH(1,1) e EGARCH(2,2). Em palavras, isso sugere que a informação que impacta o mercado, faz com que a volatilidade se afaste de sua volatilidade não-condicional e leve esse número de dias até reverter à mesma.

Figura 3.2: Volatilidade com base nos modelos GARCH Bovespa – jan/2014 to dez/2016



Nota: Dados da Thomson Reuters Database. Estimação realizada no software estatístico R, com o pacote 'rugarch' de Ghalanos (2014)

Ademais, na Figura 3.2, a análise gráfica mostra um comportamento mais volátil para os modelos que captam assimetria. Eles tendem a ter picos mais expressivos do que o GARCH padrão, apresentando não só mais reação, como também persistência. Esse exercício é tão simples, quanto intuitivo às características idiossincráticas do mercado brasileiro. A alta persistência é de importância para os reguladores e gestores de carteira; uma vez que a não identificação da informação correta pode implicar em maior ainda maior de bem-estar ou de performance. Não só isso, a crise financeira revelou a importância da interdependência entre instituições financeiras e risco sistêmico (ver Ibragimov, Jaffee e Walden (2011)).

3.3.2 Correlação Dinâmica

Uma análise preliminar das tabelas 3.4, 3.5 and 3.6 mostra que em media, a variável mais volátil é o CDS (58%), seguido pelo petróleo Brent(38%), títulos do tesouro americano

(36%) e Ferro (29%). O primeiro difere dos outros porque é um derivativo financeiro. Entretanto, todas essas variáveis são relevantes para o mercado acionário brasileiro. Refletem política monetária e atividade econômica global, e incerteza econômica e política no Brasil.

Tabela 3.4: Correlação Dinâmica da Bovespa vs US Bonds, S&P 500 e CDS 5y Brasil

		Bivariate			
	Bovespa	SP500	US Bonds 10y	BR Bonds 10y	CDS 5y
Anualized Volatility (%)	24.89	12.98	36.97	17.69	58.64
DCC - GARCH (Engle) (%)		45.36	- 40.10	- 4.76	2.46
Q ₁		11.97(0.28)	9.15(0.51)	26.23(0.00)	8.16(0.61)
Robust Q ₁		34.07(0.73)	38.61(0.53)	30.09(0.87)	45.57(0.25)
DCC - GARCH (Tse & Tsui)		44.32	- 37.47	- 4.79	2.51
Q ₁		11.97(0.28)	8.71(0.55)	26.23(0.00)	8.10(0.61)
Robust Q ₁		34.07(0.73)	33.38(0.76)	30.09(0.87)	45.43(0.25)
		Trivariate			
t Copulas - GARH		45.36	- 40.81	- 3.33	2.92
Q ₁		11.97(0.28)	14.89(0.13)	21.05(0.02)	6.05(81.80)
Robust Q ₁		34.07(0.73)	98.29(0.25)	109.15(0.08)	128(0.00)

Nota: Os parâmetros estimados são seguidos por (.), que é seu respectivo p-valor. A hipótese nula é de não rejeitar a a significância dos parâmetros.

Tabela 3.6: Dynamic Correlation of Bovespa vs Agricultruals

	Bovespa	Corn	Sugar	Ethanol	Soy	Coffee
Annualized Volatility (%)	24.89	21.46	-	22.56	21.24	36.67
DCC - GARCH (Engle) (%)						
Diagnostic Test	0.09	-	-	- 0.21	3.46	- 2.64
Q ₁	15.29(0.12)	-	-	4.30(0.93)	4.40(0.92)	9.62(0.47)
Robust Q ₁	26.22(0.95)	-	-	52.07(0.00)	40.86(0.43)	48.48(0.17)
DCC - GARCH (Tse & Tsui) (%)						
Q ₁	0.09	-	-	- 0.06	3.46	-2.62
Robust Q ₁	15.70(0.10)	-	-	4.74(0.90)	4.40(0.92)	9.68(0.46)
	26.11(0.95)	-	-	49.25(0.14)	40.84(0.43)	48.89(0.16)
t Copulas - GARH (%)						
	2.32	2.42	0.04	5.20	0.01	
Portmanteau (Q ₁)	15.59(0.11)	4.13(0.93)	8.42(0.58)	4.13(0.93)	8.42(0.58)	
Robust - Portmanteau (Q ₁)	74.82(0.87)	88.05(0.53)	98.27(0.25)	88.05(0.53)	98.27(0.25)	

Nota: Os parâmetros estimados são seguidos por (.), que é seu respectivo p-valor. A hipótese nula é de não rejeitar a a significância dos parâmetros.

Tabela 3.5: Dynamic Correlation of Bovespa vs Metals

	Bovespa	Brent	Iron	Gold	Copper
Annualized Volatility (%)	24.89	38.78	29.68	14.84	19.88
DCC - GARCH (Engle) (%)					
Portmanteau (Q ₁)	2.46	7.74	2.04	7.58	
Robust - Portmanteau (Q ₁)	8.16(0.61)	3.52(0.96)	11.90(0.29)	11.78(0.29)	
	45.57(0.25)	55.61(0.05)	43.37(0.32)	42.80(0.35)	
DCC - GARCH (Tse & Tsui)					
Q ₁	2.51	8.08	2.04	7.52	
Portmanteau (Q ₁)	8.10(0.61)	3.34(0.96)	11.90(0.29)	12.27(0.26)	
Robust - Portmanteau (Q ₁)	45.43(0.25)	64.91(0.00)	43.37(0.32)	39.61(0.48)	
	Trivariate	Trivariate	Trivariate	Trivariate	
t Copulas - GARH					
Q ₁	2.92	9.05	4.06	7.73	
Robust - Portmanteau (Q ₁)	6.05(81.80)	6.05(81.80)	21.05(0.02)	13.10(0.21)	
	128(0.00)	128(0.00)	109.15(0.08)	84.17(0.65)	

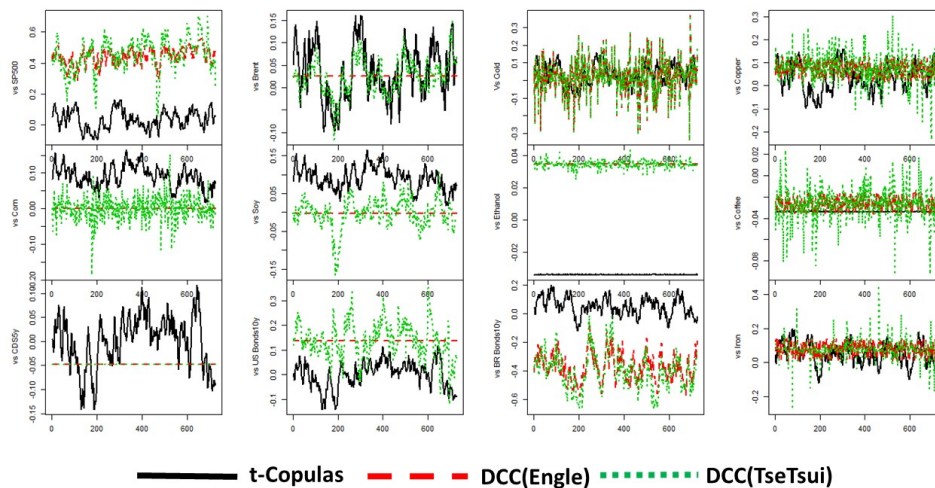
Nota: Os parâmetros estimados são seguidos por (.), que é seu respectivo p-valor. A hipótese nula é de não rejeitar a a significância dos parâmetros.

A análise da correlação mostra que apenas o *S&P 500*, e os títulos do tesouro americano apresentam alta associação linear com o índice Bovespa. O primeiro apresenta em média 45% quando considerada a especificação DCC (Engle), 44% e 46% ao considerar DCC(TseTsui), e t-Copulas. Por outro lado, os títulos do tesouro Norte Americano apresentam uma relação negativa com o índice Bovespa.

Esses resultados são importantes porque espera-se que o mercado financeiro americano afete o mercado Brasileiro, direta ou indiretamente. Como ressaltado na introdução 3, fluxos de capitais expressivos ocorrem por canais gerados pela política monetária não convencional praticada pelo FED nos Estados Unidos(ver Barroso, Silva e Sales (2016)). Na seção que segue, esses resultados se tornam ainda mais claros.

Outro importante resultado é que em média, a correlação dinâmica entre as diferentes variáveis é baixa com relação à bolsa Brasileira. O que sugere bom potencial de diversificação na média, caso o investidor tivesse Brasil em seu portfólio e alguma das demais variáveis. Além do mais, o Bovespa apresenta baixa vulnerabilidade às commodities em geral, quando se analisa apenas a correlação dinâmica em média. Na Figura 3.3, é possível notar que as commodities agrícolas estão em tendência de baixa na correlação com o mercado brasileiro. Ademais, a volatilidade dessa relação é importante, sendo bastante volátil para algumas dessas variáveis, como petróleo Brent e CDS.

Figura 3.3: Dynamic Correlations of all variables vs Bovespa - Period: jan/2014 to dec/2016



O comparativo entre os diferentes modelos sugere que a especificação t-Copulas gera resultados mais variantes no tempo do que os outros DCCs. Intuitivamente, ela tem maior precisão, ao considerar movimentos de cauda nas distribuições conjuntas da series.

Em suma, a correlação dinâmica entre o Bovespa e as demais variáveis nesse estudo é baixa para quase todas as relações testadas. Apenas *bonds* americanos e S&P500 tiveram uma correlação relativamente elevada. Por outro lado, series como petróleo Brent e CDS guardam relações mais instáveis no tempo com relação ao Brasil. ⁸.

⁸Esse exercício com funções Cópulas sugere a existência de algum tipo de dependência nas caudas das distribuições conjuntas, não capturado pelos outros modelos. Em palavras, isso significa que eventos

3.3.3 Transmissão de risco bivariada

A tabela 3.7 mostra os principais resultados encontrados na estimação do modelo GARCH-BEKK bivariado. No grupo de commodities agrícolas, apenas soja passa pelo critério de aderência ao modelo. Açúcar, etanol e milho não apresentaram um ajustamento satisfatório ao modelo, apresentando autocorrelação residual. Portanto, eles foram excluídos da análise de parâmetros na estimação bivariada.

A análise estrutural da estimação na Tabela 3.7 revela que ouro, ferro, petróleo Brent e títulos do governo americano de 10 anos causam perturbação no mercado acionário brasileiro, sendo apenas a política monetária americana a que gera choques com persistência no mercado brasileiro. Por outro lado, notícias no mercado acionário brasileiro também tendem a afetar o mercado de soja e cobre.

O uso de cobre como principal insumo no mercado imobiliário chinês e na produção de eletrônicos, é recentemente associado como sendo um indicador antecedente da atividade econômica mundial. Isso justifica algum grau de associação entre o cobre e o Brasil. Já os resultados do ouro sugerem que a bolsa brasileira é vulnerável a um ambiente de aversão ao risco no mercado financeiro global. Isso se justifica porque o ouro, como metal precioso, é uma reserva de valor. Portanto, em momentos de incerteza global, há um incentivo de usá-lo para que a literatura denomina de *flight to security*. Eventos extremos tendem a elevar a volatilidade do ouro, o que por si, afeta a propensão dos alocadores para balancearem seus portfólios. Esse tipo de evento tende a ter menor persistência (ENGLE; ITO; LIN, 1988).

Os resultados aqui encontrados, são também uma extensão aos achados de Barroso, Silva e Sales (2016), os quais argumentavam que a política monetária nos Estados Unidos levaria a uma apreciação cambial, "boom" no mercado acionário e uma expansão do crédito. Desse modo, os autores esquematizam um canal de transmissão para a política monetária americana para os ativos brasileiros. Os resultados da Tabela 3.7 reforçam a existência desse canal de transmissão, o qual se torna fonte de propagação de risco para o mercado brasileiro. Nesse sentido, existe também uma implicação direta das decisões de política monetária do FED no balanceamento de portfólios de *carry trade*⁹ por causa do efeito riqueza gerado na economia global como um todo em decorrência as políticas de *Quantitative Easing*. Entretanto, como Gunes (2012) avalia, *fear factors* ou clima de aversão ao risco incorporados pelo índice de volatilidade implícita, *Volatility Index* (VIX), tem também fortes implicações nesse tipo de portfólio.

extremos, ou inesperados, podem ter efeito preponderante na variação da correlação entre esses mercados. Ressalta-se que esse período é marcado por eventos não esperados pelo mercado, como eleição Americana, Brexit, entre outros. De qualquer modo, é apenas uma sinalização, sendo uma análise mais aprofundada requerida.

⁹*Carry Trade* é uma estratégia de arbitragem de taxas de juros entre países. Os investidores tomam emprestado em países com taxa de juros baixa (i.g. Japão) e investem em países com taxa de juros elevada (i.g. Brasil).

Tabela 3.7: Estimação Bivariada – BEKK(1,1) com relação ao Bovespa – Período: jan/2014 a dez/2016

	S&P500	US Bonds10y	Gold	Iron	Brent Oil	Copper	Soybean
Shock from Bovespa	0.0276	0.0036	-0.0457	-0.0457	6.3867	1.5925***	-0.0309
Shock to Bovespa	0.0408	0.2250***	0.1633***	0.2331***	3.8291	0.8600	-0.0022
Volatility from Bovespa	0.0022	-0.0049	0.0215	-0.0215	4.6866	0.9440	0.0066*
Volatility to Bovespa	-0.0018	-0.0543**	-0.0283	-0.0283	12.0955	1.8811	-0.0011
Portmanteau Test	1.54(0.76)	2.26(0.81)	7.82(0.16)	0.10(0.99)	0.55(0.45)	0.09(0.75)	3.57(0.61)
Portmanteau – Rank Based	7.98(0.15)	2.58(0.76)	10.33(0.06)	12.83(0.02)	0.23(0.62)	1.56(0.21)	3.36(0.64)

Nota: A estimação dos modelos segue a metodologia aplicada em Tsay (2014). A significância dos parâmetros é denotada por: * **, ***; que correspondem respectivamente a 10, 5 e 1% nível de confiança. Entre (.) no teste de portmanteau está o p-valor. A hipótese nula é de não rejeição da significância do parâmetro.

Com relação ao ferro, petróleo brent e ao S&P500 não é consistente com a relação esperada com o mercado de capitais no Brasil. Em parte, os resultados encontrados contradizem o que Righi e Ceretta (2013) encontram. Os autores concluem que antes da crise subprime em 2008, o índice S&P500 gerava volatilidade para o Brasil, e após a crise, essa relação se torna bidirecional. Isso se deve à quebra estrutural característica do efeito contágio da crise. Chaine (2011) reforça que o Brasil estava descolando do mercado americano, em termos de correlação, entretanto, a crise reverteu essa tendência. Já Ferreira et al. (2012) vai além, ao identificar que os setores imobiliário e financeiro possuem também, uma relação bidirecional com os índices americanos, durante e após a crise.

O índice Bovespa, como uma média ponderada das empresas Brasileiras mais importantes, possui maior participação de companhias mineradoras como CSN e Vale, de um grande *player* no mercado internacional de petróleo, a Petrobrás, além de alguns bancos. Sendo assim, espera-se que choques de ou para as commodities correlatas a essas empresas sejam esperados. Consequentemente, admite-se que a análise bivariada pode ser limitada para captar os canais pelo qual o fluxo de risco se propaga, nesses mercados. Diferentes horários de negociação nos diferentes balcões de bolsa ao redor do mundo, pode ser condição suficiente para que notícias tenham impacto em diferentes mercados. No seu trabalho seminal, Engle, Ito e Lin (1988) tem uma ilustração intuitiva acerca desse tipo de movimento:

[...]when the monetary supply statistics are announced in the market in New York at 4:10pm of Thursday, there are less than thirty minutes to trade actively in New York. If all traders do not share the common belief about the meaning of the announced money supply, then it takes a few hours of actual trading to settle the difference in traders' priors. [...]some types of technical analysis behavior could have this characteristic. Suppose that there was a large yen appreciation in the Tokyo market. If the shock creates the expectation of more appreciation, then the speculation may take place in the European markets of the same day and not wait until the Tokyo market of the next day" (ENGLE; ITO; LIN, 1988, p. 5).

—"

O objetivo dessa pesquisa é também de testar os fluxos de investimento devido, por exemplo, a redução de custos por parte dos investidores. Inexistência de barreiras de entrada ou menores custos de transação podem ser suficientes para que os gestores de recursos utilizem a alta correlação existente entre empresas como Petrobrás e Vale, para encontrar alocações que otimizem as relações de risco-retorno de suas carteiras, sem necessariamente posicionar-se no preço *spot* do petróleo ou ferro. Para testar essa hipótese, a análise realizada até aqui será expandida para um modelo trivariado, seguindo Cardona, Gutiérrez e Agudelo (2017). Sendo as relações testadas entre: i) Bovespa, Brent Oil, and Petrobras; ii) Bovespa, Ferro, SP500; iii) Bovespa, SP500 e BR Bonds 10y.

3.3.4 Transmissão de risco trivariada

Em contraste com o modelo bivariado, os parâmetros das relações que estavam dúbias, passam a apresentar resultados reveladores. O primeiro resultado intuitivo, é que a perturbação do Bovespa para petróleo Brent se torna significativo quando a Petrobrás é introduzida no sistema. Mesmo com o efeito do petróleo no mercado de ações sendo mais forte ($0.085vs - 0.037$), o que sugere que o Bovespa tem papel secundário no mercado de petróleo. Essa conclusão é reforçada pela dinâmica assumida pela empresa e o petróleo Brent. Enquanto o Brent causa choques na Petrobrás, a Petrobrás transmite também ondas de volatilidade para o mercado de petróleo. Evidentemente esse resultado merece maior aprofundamento, dado que a companhia não é somente uma grande empresa estatal no Brasil, como também foi alvo de uma investigação policial no período. De algum modo, a Petrobrás pode ser considerada também uma proxy para estabilidade econômica no Brasil. Ademais, existe uma dinâmica própria no mercado global de petróleo que não foi objeto de estudo nessa pesquisa.

Efeito similar é encontrado na interdependência entre Vale, Ferro e Bovespa. Os parâmetros são significativos, implicando na existência de um canal de transmissão indireto entre o Bovespa e o mercado de Ferro. Observando também as relações existentes nos parâmetros da SP500, Ferro e do Bovespa, os dois índices se mostram relevantes para explicar a co-dependência no mercado de ferro. Ademais, o índice brasileiro se torna ainda mais relevante quando se avalia a composição Bovespa, Vale e mercado de ferro. O índice apresenta relação bidirecional com o ferro $-0.0190vs0.1181$ respectivamente). Intuitivamente, assume-se assim que o índice atua como mediador dos efeitos de propagação de risco para a Vale.

Tabela 3.8: Estimation of the Trivariate – BEKK(1,1) relative to Bovespa – Period: jan/2014 to dec/2016

Bovespa - Brent Oil - Petrobras		Bovespa - Iron Ore - Vale	
Shock from Bovespa to Brent Oil	-0.0371*	Shock from Bovespa to Iron Ore	-0.0958***
Shock from Brent Oil to Bovespa	0.0885**	Shock from Iron Ore to Bovespa	0.1233
Volatility from Bovespa to Brent Oil	0.0041	Volatility from Bovespa to Iron Ore	-0.0190***
Volatility from Brent Oil to Bovespa	-0.0119	Volatility from Iron Ore to Bovespa	0.1181***
Shock from Bovespa to Petrobras	-0.1161***	Shock from Bovespa to Vale	-0.1682***
Shock from Petrobras to Bovespa	0.0060	Shock from Vale to Bovespa	-0.2781**
Volatility from Bovespa to Petrobras	0.0273***	Volatility from Bovespa to Vale	0.0426***
Volatility from Petrobras to Bovespa	-0.0570***	Volatility from Vale to Bovespa	-0.0802
Shock from Brent Oil to Petrobras	-0.0757***	Shock from Iron Ore to Vale	0.0901***
Shock from Petrobras to Brent Oil	0.0885	Shock from Vale to Iron Ore	0.0694
Volatility from Brent Oil to Petrobras	-0.0128	Volatility from Iron Ore to Vale	-0.0077
Volatility from Petrobras to Brent Oil	0.0626***	Volatility from Vale to Iron Ore	-0.0169***

Bovespa - Iron Ore - SP500		Bovespa - SP500 - US Bonds10y	
Shock from Bovespa to Iron Ore	-0.0475**	Shock from Bovespa to SP500	-0.0935
Shock from Iron Ore to Bovespa	-0.0245	Shock from SP500 to Bovespa	0.0719***
Volatility from Bovespa to Iron Ore	-0.0036***	Volatility from Bovespa to SP500	0.0127
Volatility from Iron Ore to Bovespa	0.0121	Volatility from SP500 to Bovespa	-0.0162***
Shock from Bovespa to SP500	0.0263	Shock from Bovespa to US Bonds10y	-0.0141
Shock from SP500 to Bovespa	0.0363	Shock from US Bonds10y to Bovespa	0.0662***
Volatility from Bovespa to SP500	-0.0076	Volatility from Bovespa to US Bonds10y	0.0066***
Volatility from SP500 to Bovespa	-0.0071	Volatility from US Bonds10y to Bovespa	0.0201***
Shock from Iron Ore to SP500	0.0349	Shock from SP500 to US Bonds10y	-0.0065
Shock from SP500 to Iron Ore	-0.0012	Shock from US Bonds10y to SP500	0.0246
Volatility from Iron Ore to SP500	0.0979	Volatility from SP500 to US Bonds10y	0.0201***
Volatility from SP500 to Iron Ore	-0.0141***	Volatility from US Bonds10y to SP500	-0.0048

Nota: A estimação do modelo segue a metodologia aplicada em Tsay (2014). Significância dos parâmetros: *, **, ***; corresponde respectivamente a 10, 5 e 1% no nível de confiança.

Todos esses resultados enfatizam o primeiro canal de propagação proposto nesse artigo. O índice Bovespa é utilizado por gestores de fundos para compra e venda de posições indiretas no mercado de commodities. Uma perspectiva diferente, é também proposta quando se avaliou a correlação dinâmica entre os mercados. O país tem baixa associação não-linear com as variáveis desse trabalho. Como propõe Solnik (1995), gestores de recursos podem tomar vantagem, assumindo posições mais favoráveis de risco-retorno; dessa forma, como avaliou Gunes (2012), existem implicações também em portfólios de *Carry Trade*.

A intuição quando se interpretam os resultados da conexão entre Bovespa, S&P500 e títulos do tesouro americano, difere da análise bivariada. No caso trivariado S&P500 e Bovespa são significativos, com efeito unidirecional do S&P500 e o IBovespa. Além do mais, títulos do tesouro americano tendem a afetar o índice brasileiro. Os resultados discutidos estão alinhados com o estado da arte sobre realocação de portfólio e fluxo de capitais.

Barroso et al. (2013) e Barroso, Silva e Sales (2016) sugerem que políticas econômicas do tipo QE afetam as decisões de rebalanceamento de portfólio. Bonizzi (2016) comprova a existência de uma busca dos investidores internacionais por um balanceamento de risco-retorno. Gunes (2012) elucida a importância das ondas de risco na alocação de capital por meio de operações *carry trade*. Toda essa discussão reforça os resultados encontrados sobre canais de transmissão entre Brasil, Estados Unidos e os mercados de commodities devido a decisões de alocação do capital.

3.4 Conclusão

O objetivo desse artigo foi de analisar os a transmissão e os canais pelo qual a volatilidade flui do e para o mercado acionário brasileiro. As hipóteses testadas foram: i) Brasil tem papel de mediador da perturbação e da volatilidade de commodities (metálicas, energéticas, e agrícolas) e dos mercados da América Latina, como examinado por Cardona, Gutiérrez e Agudelo (2017) ; ii) A volatilidade no mercado financeiro no Brasil é dependente das oscilações no mercado internacional (fatores políticos, econômicos, geopolíticos); iii) Os fundamentos da economia brasileira explicam, de modo idiossincrático a volatilidade no mercado brasileiro.

O resultado do modelo de correlação dinâmica sugere que apenas o mercado de ações americano e títulos do tesouro americano tem correlação elevada (positiva e negativa respectivamente) com o índice de ações brasileiro. Commodities, em geral, possuem baixa correlação com o índice Bovespa, e as agrícolas em especial, possuem uma tendência de redução dessa correlação. Encontrou-se também, que o mercado de ações no Brasil é fortemente afetado pelas políticas monetárias americanas, e pela atividade econômica global. Ademais, é perturbado quando aparecem ondas de aversão ao risco por parte dos investidores internacionais. Na análise trivariada, há evidências de que o Bovespa é mediador de ondas de volatilidade, de e para o mercado de petróleo Brent, de ferro e para os títulos da dívida americana.

O estado da arte da literatura conjectura a existência de rebalanceamento de carteiras por parte de gestores de fundos introduzindo ações da América Latina como meio para melhorar as relações de risco-retorno. Nesse trabalho, movimentos de minimização de risco e maximização de retorno por parte de gestores de fundos de investimento e a política monetária não convencional usada nos Estados Unidos, são propostas como determinantes para a existência de fluxo de capitais no Brasil. Ademais, admite-se que o Brasil tem papel de intermediário, para transações de ferro e petróleo Brent. Por fim, esse artigo contribui na identificação dos canais de propagação de risco por meio desses canais. Essa informação é de interesse de *traders*, gestores de fundos, e de acadêmicos na identificação da informação relevante. Além do mais, *Policy Makers* podem se beneficiar desse exercício ao identificarem variáveis importantes no momento de implementação de políticas macro e micro prudenciais.

Para um próximo passo, trabalhos futuros podem preencher a lacuna da literatura recente respondendo as seguintes questões: i) qual canal de transmissão é mais relevante?; e, ii) quantificar o tamanho e impacto desse canal. Ainda nessa direção, pode-se considerar

diferentes frequências, períodos amostrais e variáveis a se testar. As limitações da modelagem multivariada podem ser superadas com métodos mais robustos, como funções Copulas dinâmicas (ver Oh e Patton (2017)) ou teoria do valor extremo (EVT). Outras técnicas, como *Machine Learning*, redes neurais ou *trading* algorítmico são também de grande valia para o mercado e a academia.

Conclusão

Quando os políticos discursam no Brasil, os mercados deveriam reagir? No Brasil, houve ruptura na condução da política fiscal depois da crise do *subprime*, isso afetou não só a condução da política monetária, como levou o país a maior crise econômica da história moderna. Não só isso, a crise global junto com as inovações financeiras representaram ruptura também no comportamento de agentes e mercados ao redor do mundo. Os mercados estão mais voláteis e interligados, de forma a dificultar a capacidade de investidores e *policy makers* distinguirem as fontes de risco. Há, portanto, a necessidade do correto entendimento do comportamento dos agentes frente a esses eventos e da capacidade dos modelos em explicar a realidade adequadamente.

O objetivo dessa monografia foi abordar a conexão entre risco financeiro, economia e política no Brasil. As oscilações de preços não só carregam consigo expectativas dos agentes, como têm consequências importantes na economia real.

Nesse sentido, foram realizados três ensaios. O primeiro é resultado de um Projeto de Iniciação Científica (PIBIC). Com uma abordagem de teoria econômica, foi avaliada a condução da Política Fiscal entre 1999 e 2016. Por meio de um VECM, pôde-se concluir que o governo não esteve comprometido em estabilizar a relação dívida/PIB no período, ainda que a restrição orçamentária não haja sido de fato violada.

O segundo ensaio é um Mini Paper que foi apresentado como requisito para conclusão da disciplina de Economia Financeira do PPGA/PPGE e apresentado na Conferência Internacional de Modelagem Econômica (ECOMOD2017), na Lituânia. Diz respeito à incerteza inerente à previsão de risco financeiro. Nesse sentido, é testada a precisão dos principais modelos de volatilidade condicional, com diferentes especificações e distribuições de probabilidade. Os resultados sugerem que o gestor de risco deve ter cautela no momento da escolha da distribuição de probabilidade assumida, incorrendo no erro de subavaliar o risco constantemente.

Por fim, o terceiro ensaio é um Paper que foi apresentado nos eventos: i. ECOMOD2017; ii. XVII Encontro Brasileiro de Finanças; iii. 45º Encontro Nacional da Sober; iv. XVII Encontro de Séries Temporais; e, v. aceito no Encontro Nacional da 45º Anpec. Depois das discussões dos resultados e da modelagem proposta nesses centros, é cada vez mais notória a importância dessa pesquisa para responder duas questões do estado da arte em finanças: i) “*The curse of dimensionality*”, que é o problema do uso de muitas variáveis como input dos modelos, que gera o risco de superparametrização; e, ii) aborda a temática finanças e política. A tentativa é de estabelecer as conexões entre as variáveis relevantes para explicar o risco de mercado experimentado pela bolsa brasileira entre 2014 e 2016. Nesse período houve eleição presidencial no Brasil, impeachment, rebaixamento de nota de

crédito, eleição presidencial nos EUA, BREXIT e choque de commodities. Os resultados a partir de uma modelagem MGARCH-BEKK, DCC e t-Copulas sinalizam que não só a política, e os fundamentos econômicos importam para explicar o risco nesse período, como também políticas monetárias não convencionais e o rebalanceamento das carteiras por parte de investidores internacionais. Ademais, foi possível identificar que o Brasil tem o papel de intermediário de transmissão de risco para o mercado de petróleo e ferro.

APÊNDICE A

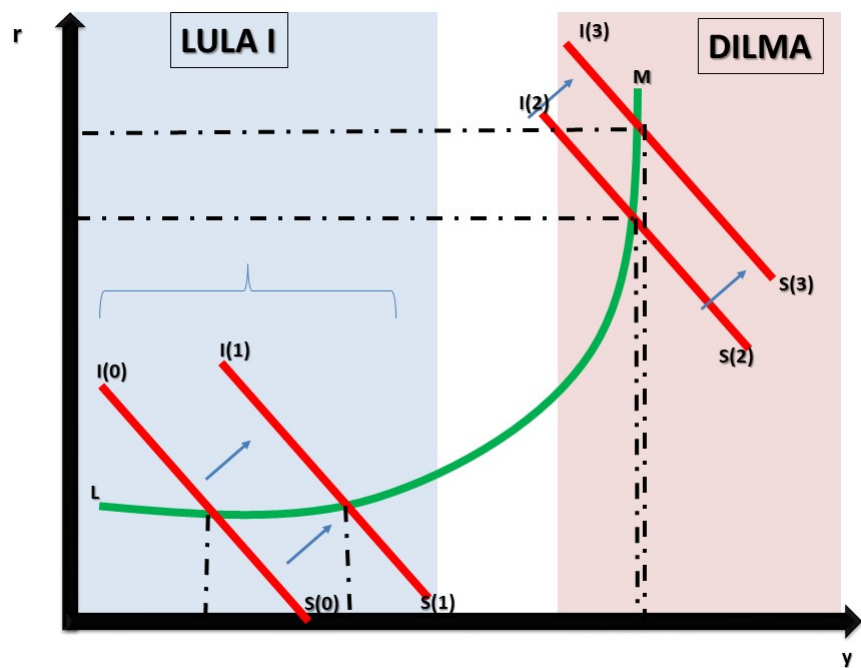
**Apêndice - Sustentabilidade da Dívida
Pública Brasileira**

Tabela A.1: Estatística Descritiva

	Mínimo	Média	Mediana	Máximo	D.P	Assimetria	Curtose	J.B.
dbgg	54.78	64.29	62.87	81.02	5.57	0.73	-0.30	20(0.00)
dlsp	30.70	42.41	43.02	59.80	6.90	0.18	-0.60	4.27(0.11)
primário	-3.15	1.51	1.90	3.01	1.26	-1.95	3.39	246(0.00)
nfsp	-2.98	-1.54	-1.97	3.05	1.28	1.86	3.02	211(0.00)
juros	2.81	4.32	4.05	7.22	1.02	0.67	-0.48	18.48(0.00)
m1	53.13	66.09	66.46	76.89	6.17	-0.30	-0.53	5.78(0.05)

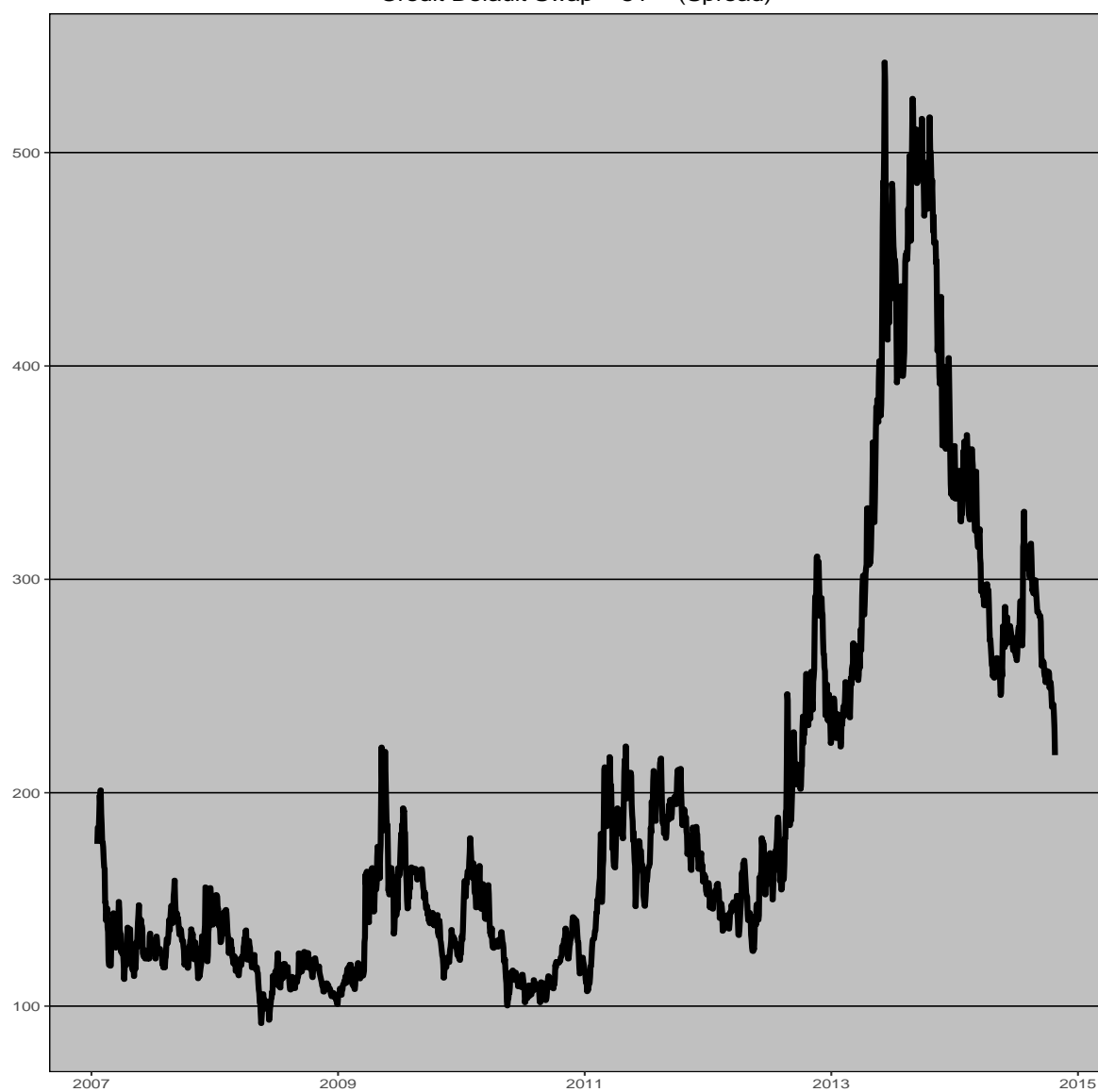
Fonte:SGS/BACEN para dados fiscais e de agregados monetários. Ipeadata para série de PIB e IPCA.

Figura A.1: Efetividade da Política Fiscal



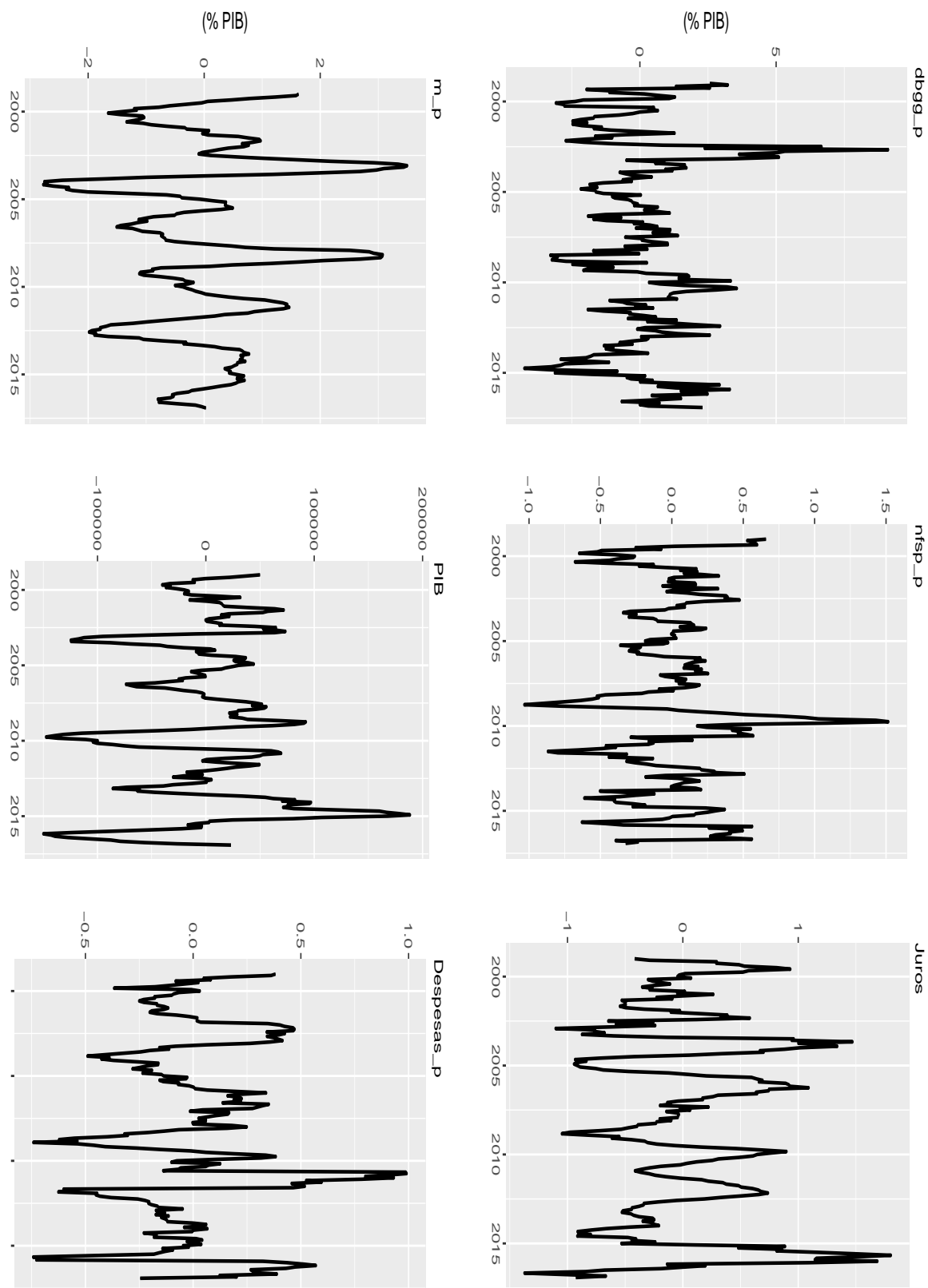
Fonte:Adaptado de Branson (1972).

Figura A.2: Credit Default Swap (CDS) 5y - (2007-2017)
Credit Default Swap – 5Y – (Spread)



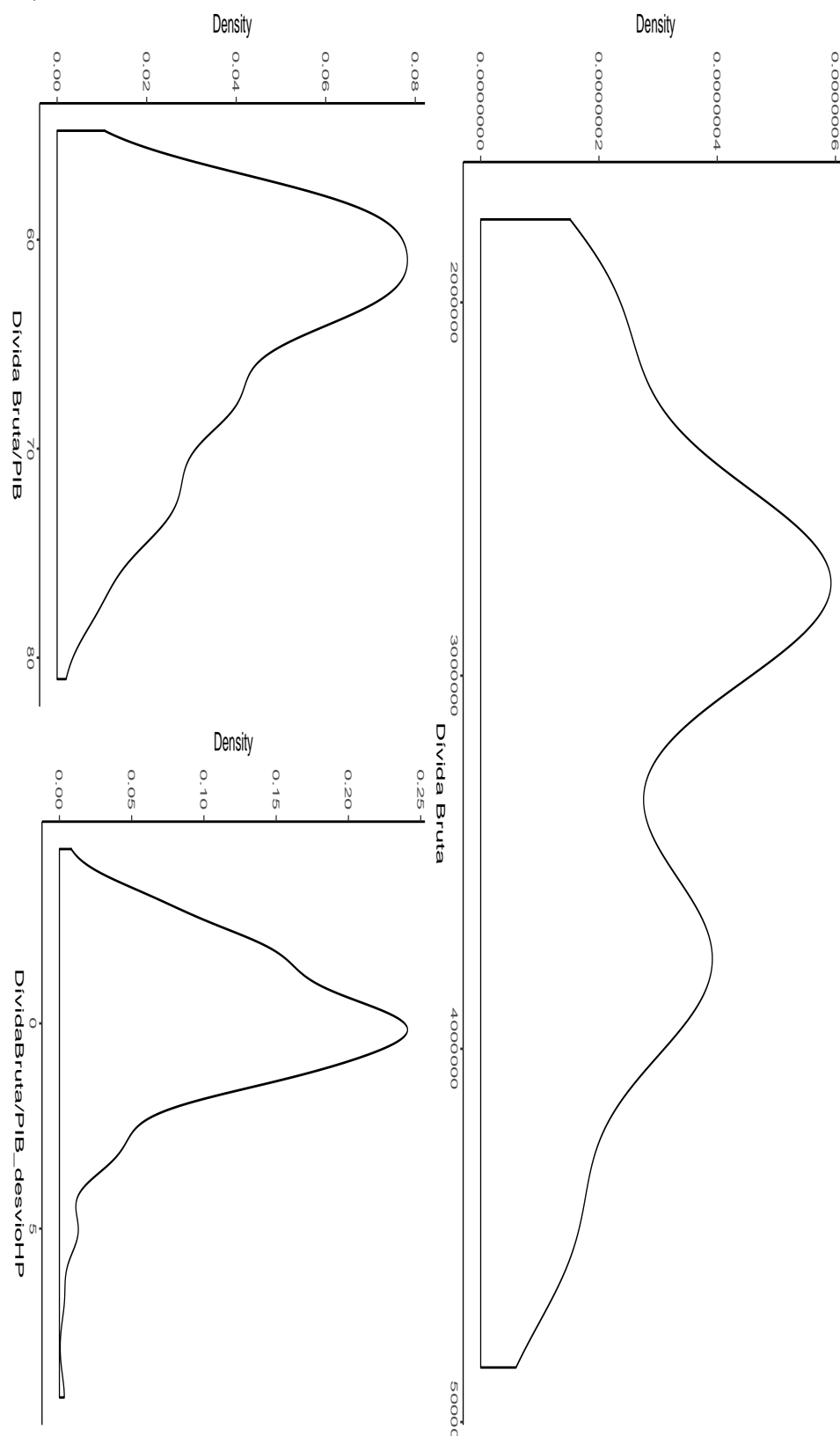
Elaboração própria com dados da Thomson Reuters Database.

Figura A.3: Variáveis fiscais dos modelos estimados (desvio %PIB) (1999-2016)



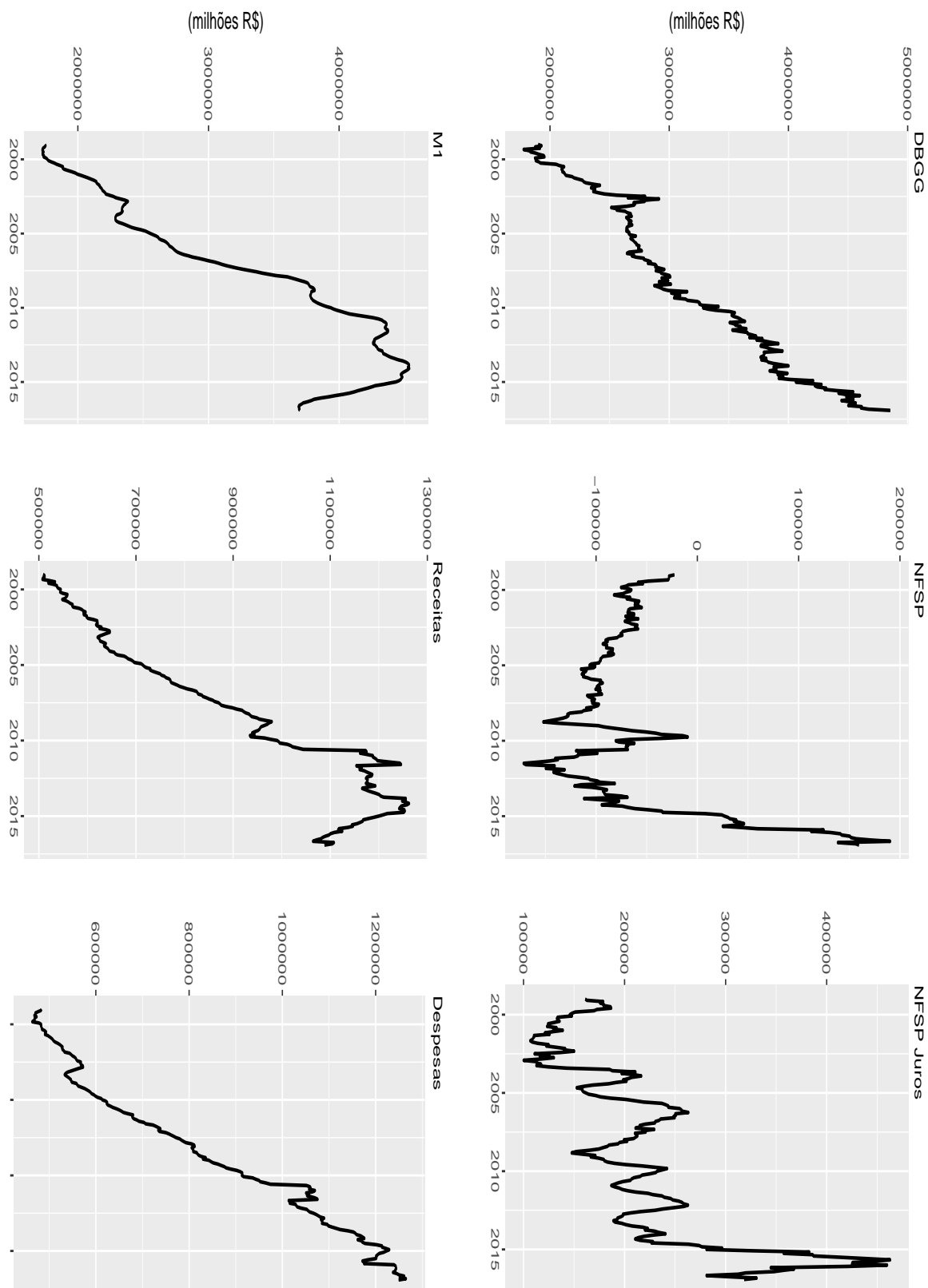
Elaboração própria com dados do BACEN. Desvio calculado pelo Filtro HP (Lambda=14.400)

Figura A.4: Densidade da Dívida Bruta do Governo Geral em nível, em % PIB, em Desvio) (1999-2016)



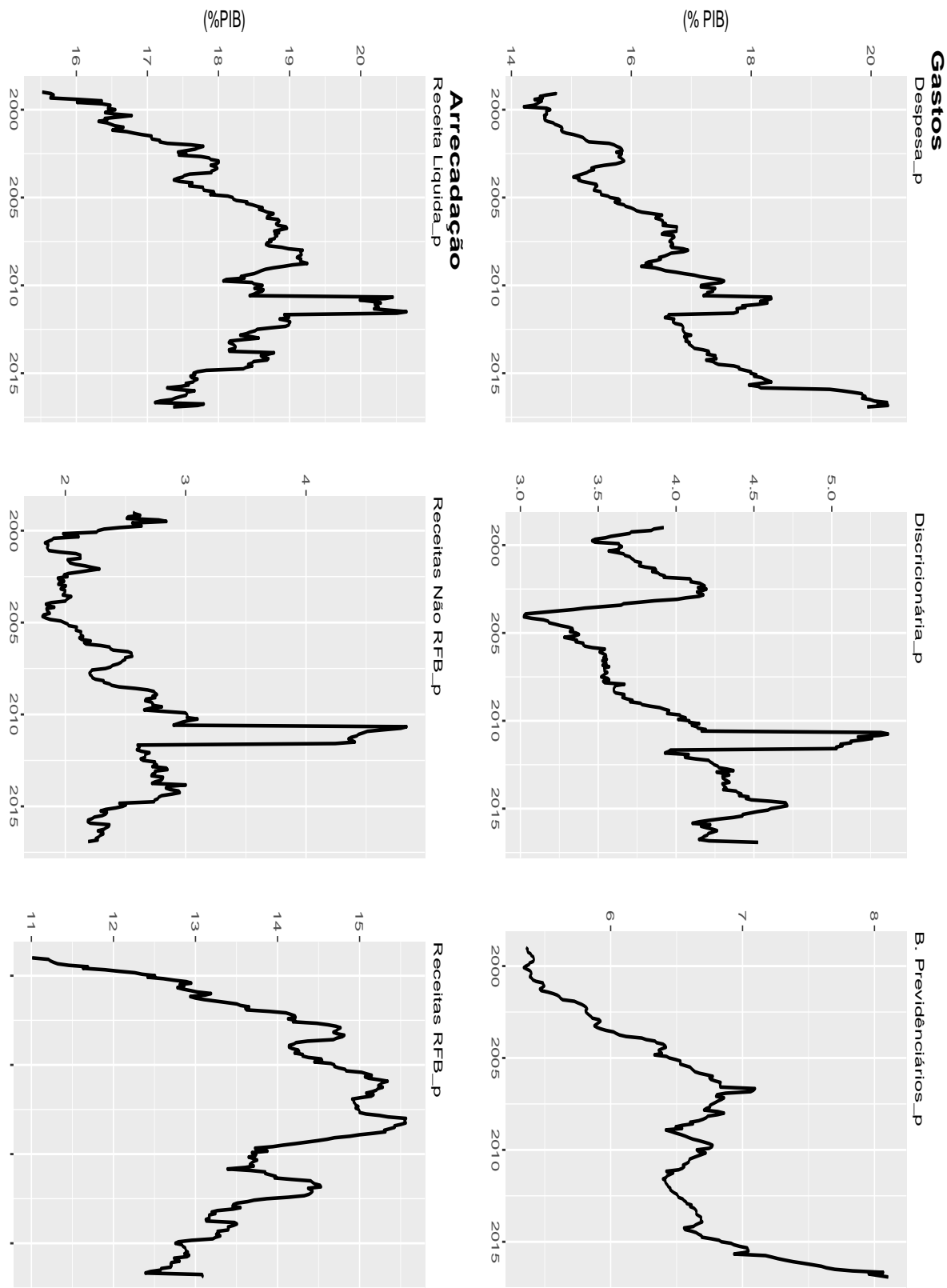
Elaboração própria com dados do BACEN.

Figura A.5: Rúbricas fiscais (R\$ milhões) (1999-2016)



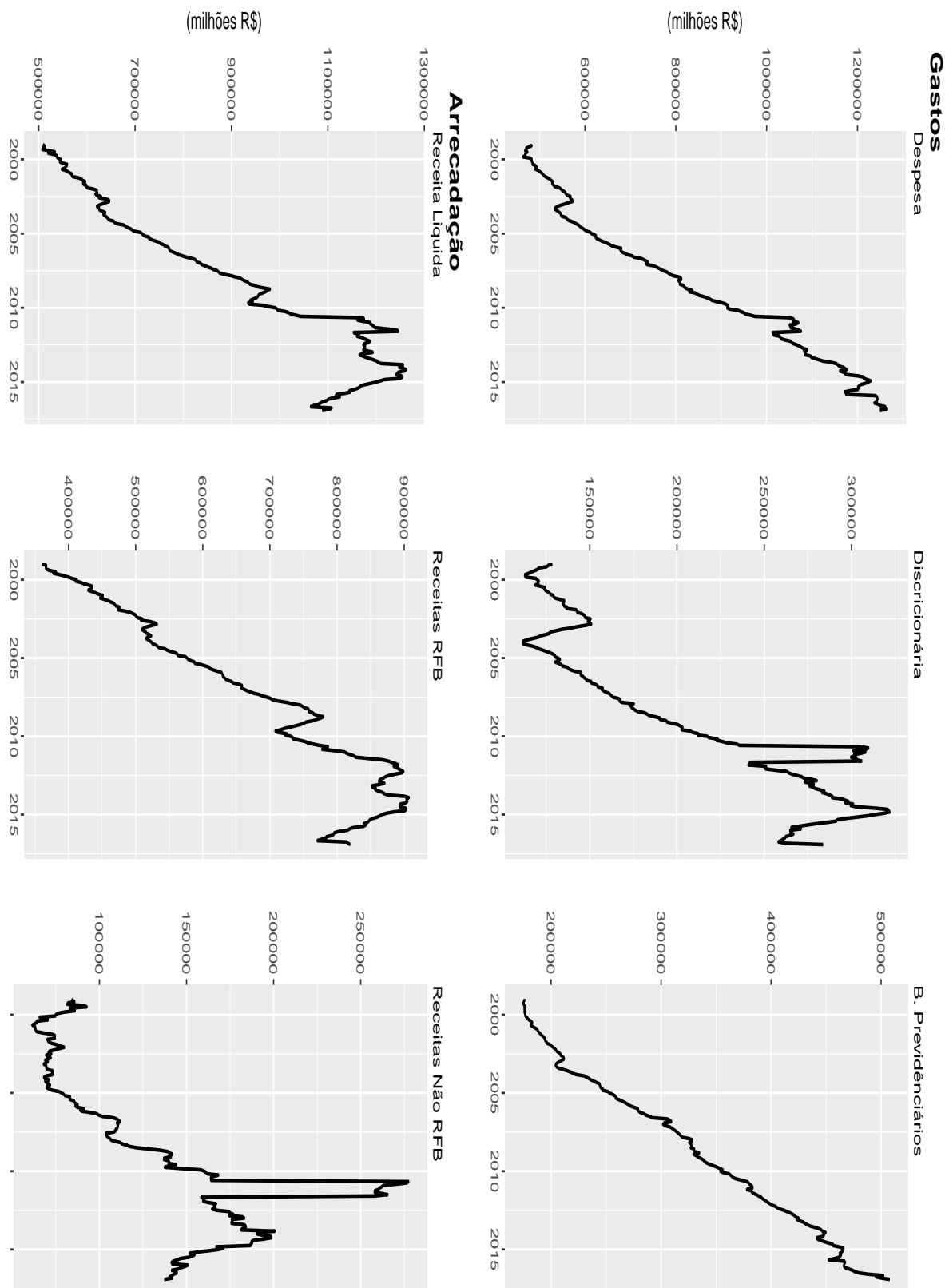
Elaboração própria com dados do Tesouro Nacional.

Figura A.6: Variáveis fiscais (%PIB) (1999-2016)



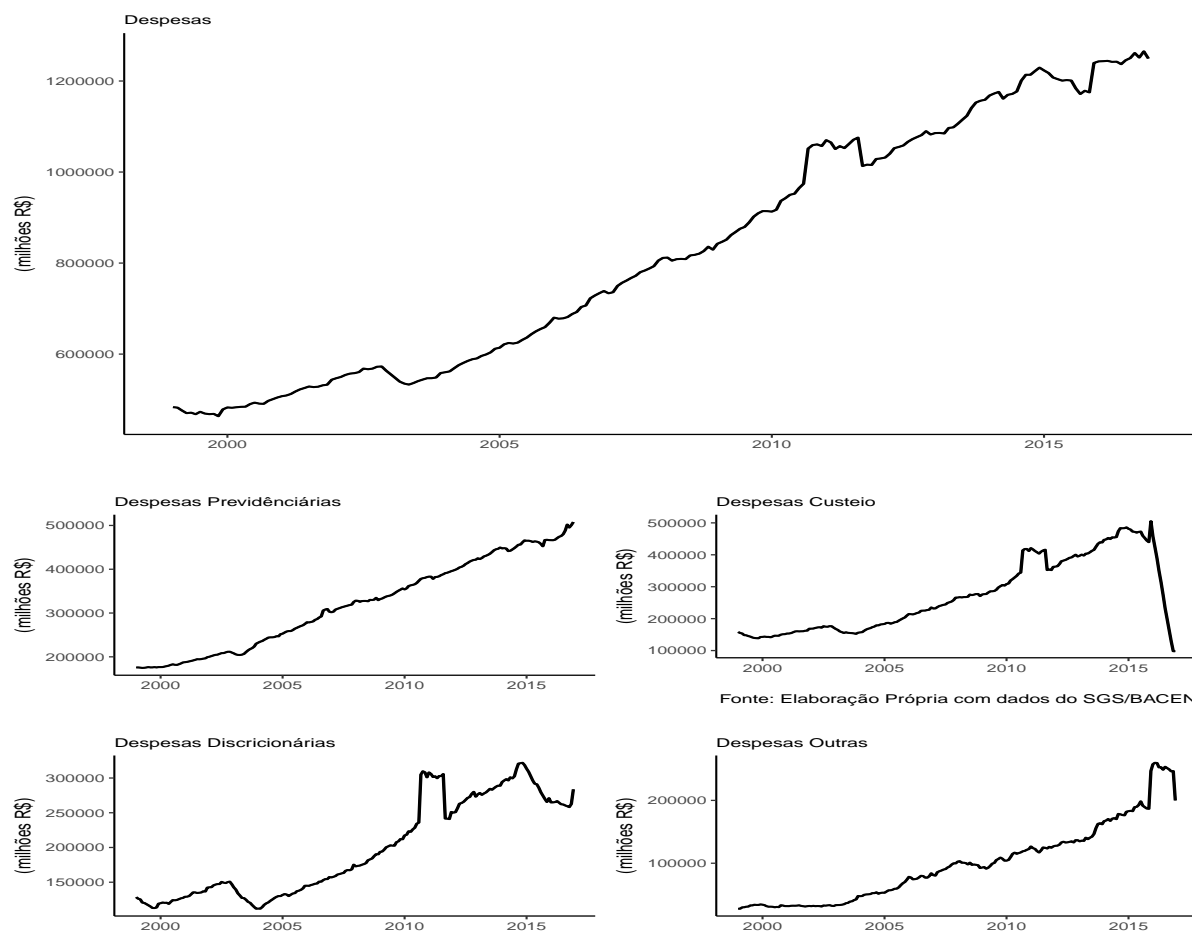
Elaboração própria com dados do BACEN.

Figura A.7: Rúbricas fiscais (R\$ milhões) (1999-2016)



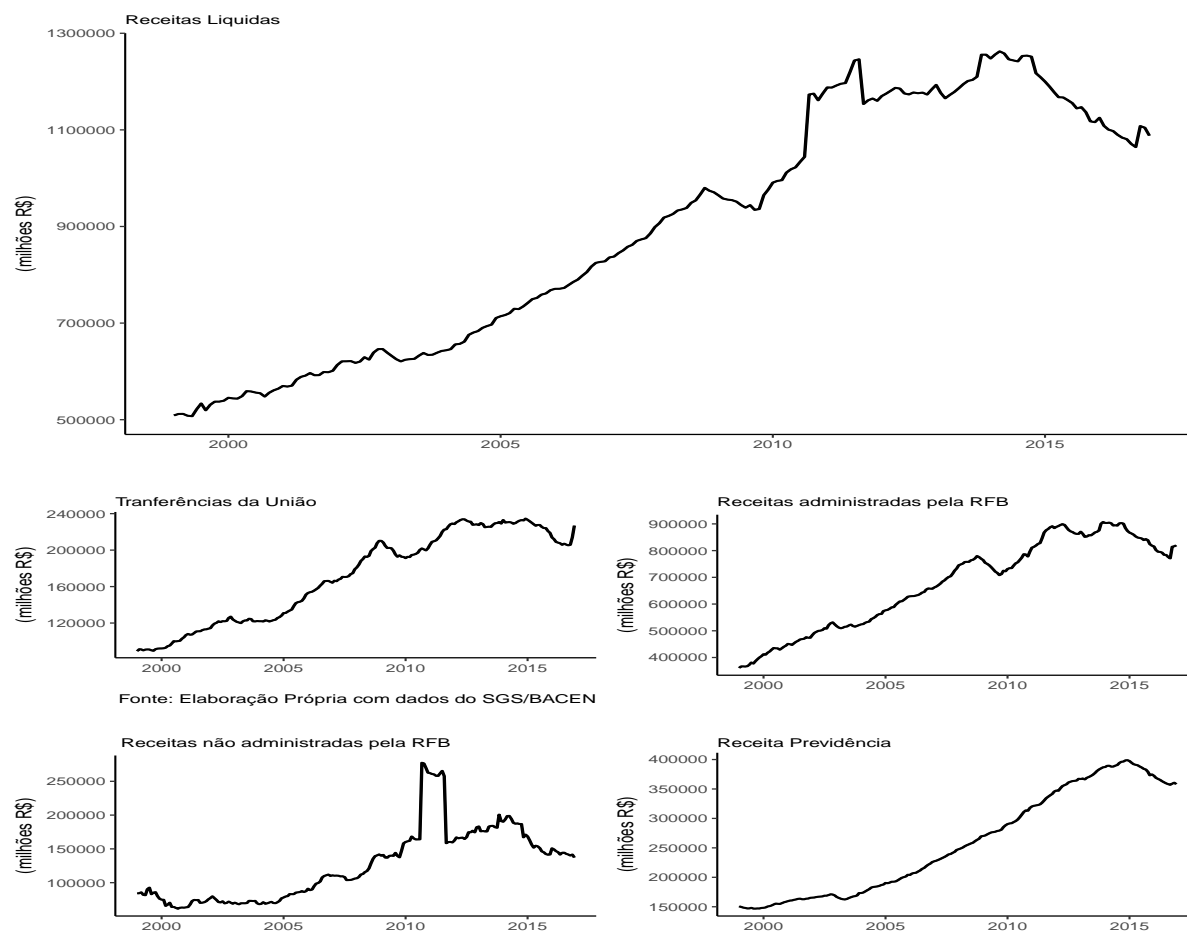
Elaboração própria com dados do Tesouro Nacional.

Figura A.8: Rúbricas das Despesas (R\$ milhões) (1999-2016)



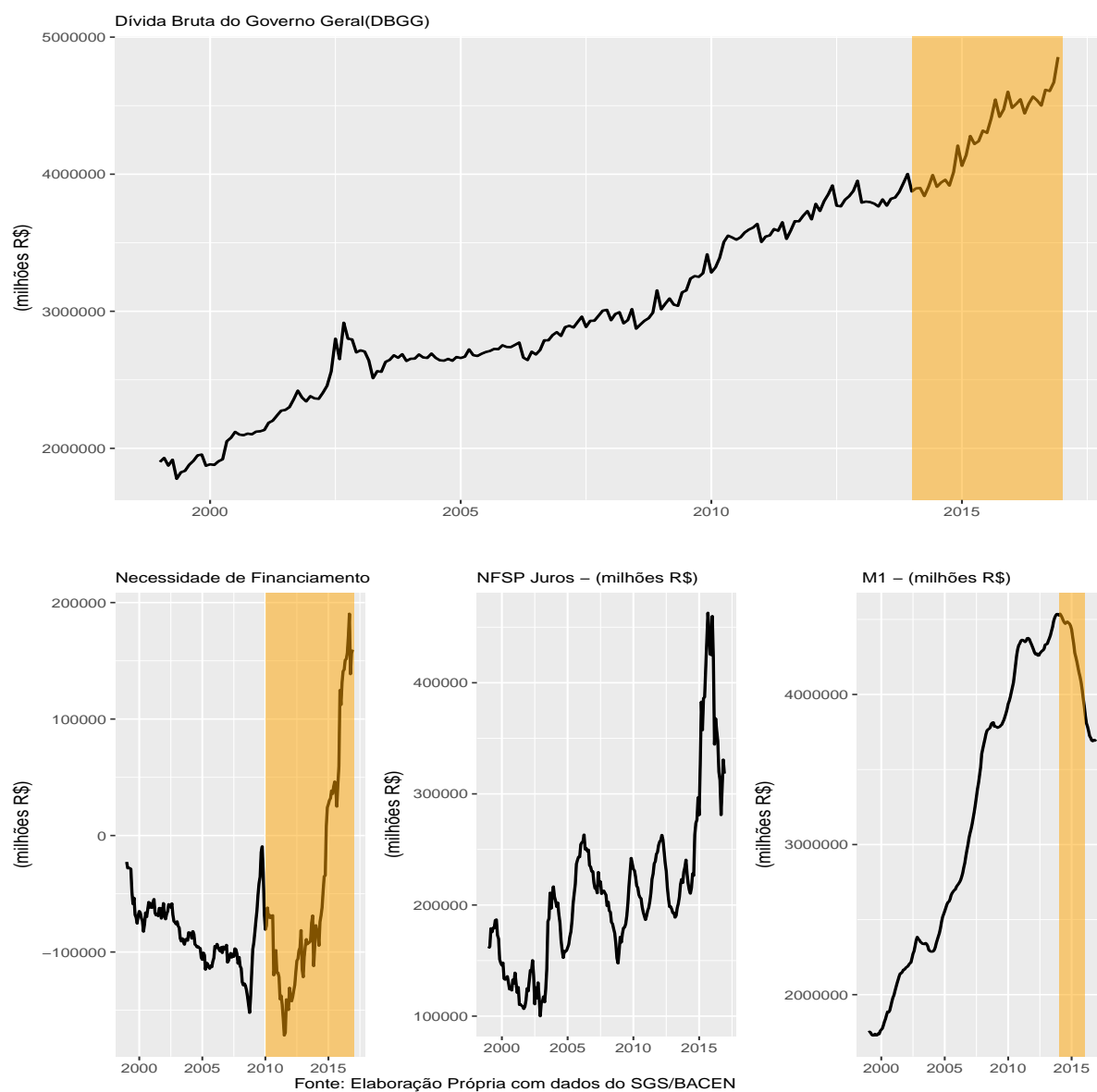
Elaboração própria com dados do Tesouro Nacional.

Figura A.9: Rúbricas da Receita (R\$ milhões) (1999-2016)



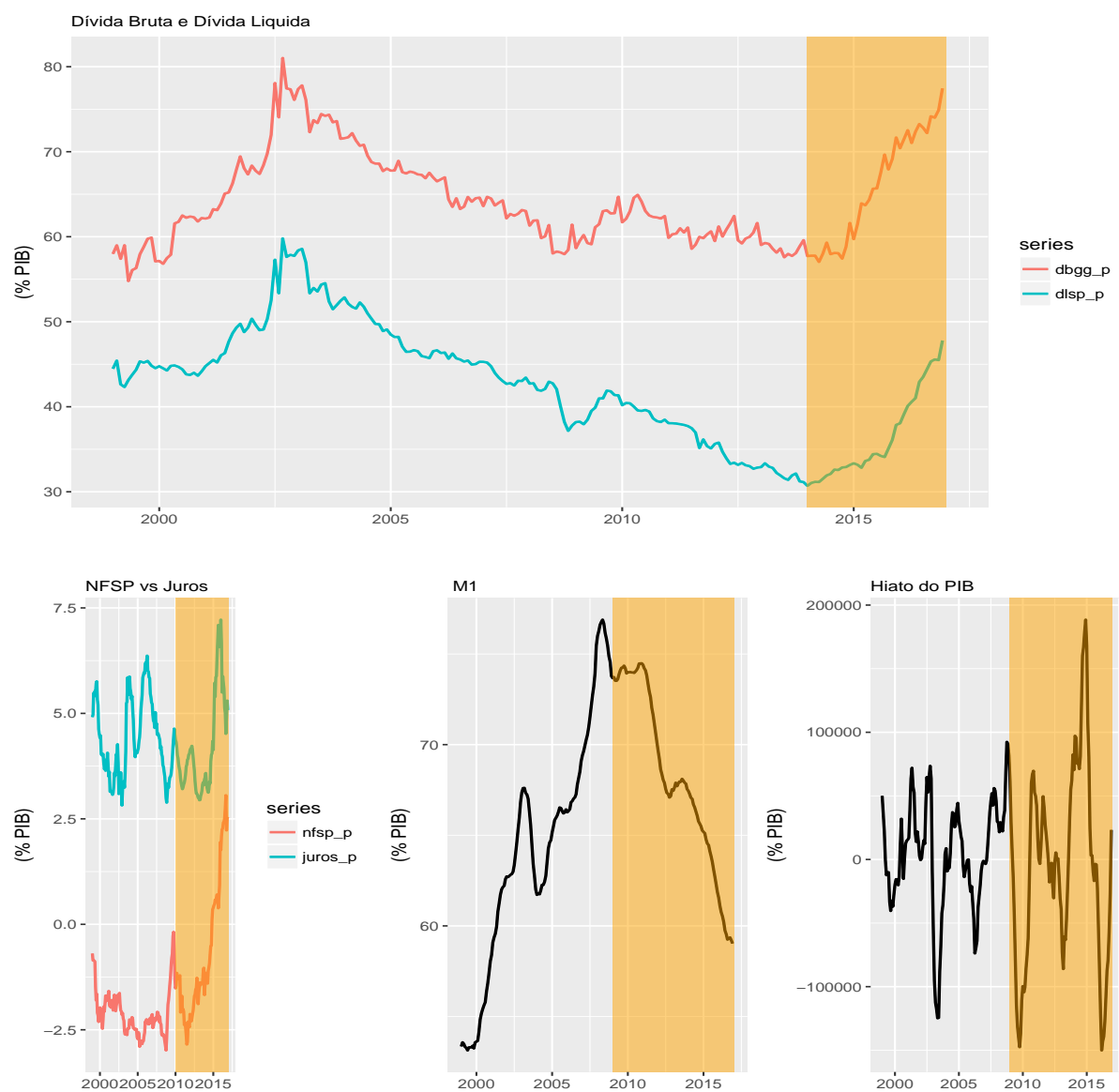
Elaboração própria com dados do Tesouro Nacional.

Figura A.10: Variáveis fiscais (R\$ milhões)(1999-2016)



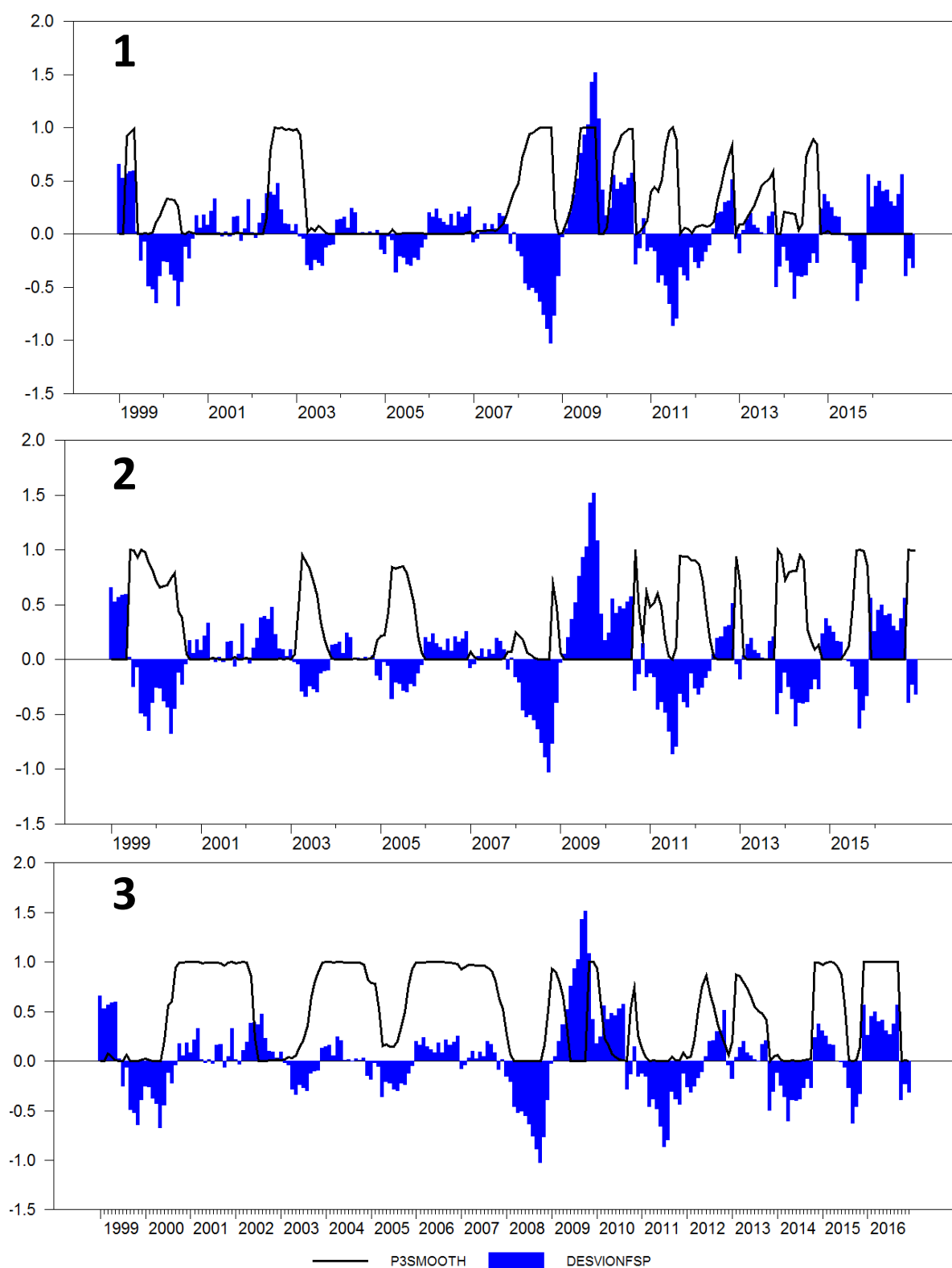
Elaboração própria com dados do BACEN. Lambda do filtro HP é 14.400

Figura A.11: Variáveis fiscais (% PIB) (1999-2016)



Elaboração própria com dados do BACEN.

Figura A.12: MSI(3)-VECM(2) Probabilidade de Transição suavizada vs NFSP



Fonte: Banco Central. Gráfico gerado pelo software RATS 9.2

Tabela A.2: Modelo MSI(2) - VECM(2)

	Regime 1		Regime 2	
	nfsp_p	dbgg_p	nfsp_p	dbgg_p
v	1.672364173	- 0.0077(0.76)	- 0.0719(0.40)	0.0048(0.71)
Φ	0.198386853	- 0.2162(0.16)	- 0.5848(0.34)	0.0456(0.62)
nfsp_p $_{t-1}$	0.4013(0.13)	0.0866(0.00)	0.7099(0.00)	- 0.0053(0.52)
dbgg_p $_{t-1}$	0.0351(0.96)	0.16(0.01)	0.9000(0.00)	0.9822(0.00)
Critério da Informação				
log(FPE)	2,972			
AIC	2,971			
SBC	3,349			
HQ	3,124			
Matriz de Probabilidades				
$P(s_{t+1} = 1 \mid s_t = 1) = 0.5490$			$P(s_{t+1} = 2 \mid s_t = 1) = 0.4510$	
$P(s_{t+1} = 1 \mid s_t = 2) = 0.0918$			$P(s_{t+1} = 2 \mid s_t = 2) = 0.9990$	

Tabela A.3: Modelo MSI(3)-VECM(2)

Regime 1			
	nfsp_p	dbgg_p	
ν	- 1.7026(0.00)	0.2236(0.55)	
Φ	- 11.8914(0.00)	0.0313(0.56)	
nfsp_p _{t-1}	0.2269(0.02)	- 0.0047(0.82)	
dbgg_p _{t-1}	3.7107(0.00)	1.1008(0.00)	
Regime 2			
	- 0.1322(0.44)	- 0.4527(0.00)	
ν	0.0962(0.51)	- 0.0297(0.13)	
Φ	0.6070(0.00)	0.0071(0.66)	
nfsp_p _{t-1}	0.1350(0.85)	0.2630(0.00)	
dbgg_p _{t-1}			
Regime 3			
	0.7050(0.44)	0.3783(0.00)	
ν	0.1125(0.37)	0.042(0.00)	
Φ	0.6775(0.00)	- 0.0035(0.73)	
nfsp_p _{t-1}	- 0.0643(0.89)	0.4627(0.00)	
dbgg_p _{t-1}			
Critério da Informação			
log(FPE)	2,884		
AIC	2,880		
SBC	3,494		
HQ	3,128		
Matriz de Probabilidades			
P($s_{t+1} = 1$ $s_t = 1$) = 0.8168		P($s_{t+1} = 2$ $s_t = 1$) = 0.1832	P($s_{t+1} = 3$ $s_t = 1$) = 0.0000
P($s_{t+1} = 1$ $s_t = 2$) = 0.2163		P($s_{t+1} = 2$ $s_t = 2$) = 0.7837	P($s_{t+1} = 3$ $s_t = 2$) = 0.0000
P($s_{t+1} = 1$ $s_t = 3$) = 0.0588		P($s_{t+1} = 2$ $s_t = 3$) = 0.0445	P($s_{t+1} = 3$ $s_t = 3$) = 0.8967

APÊNDICE B

Apêndice - Incerteza na Previsão de Risco

Volatility Forecasting before the Subprime Crisis

[View](#)[Edit](#)**Conference:** [EcoMod2017](#)**Co-Authors (if any):**

Sinézio Fernandes Maia

Abstract

Primary topic: Agent-based modeling**Secondary topic:** Agent-based modeling**Rationale and Objective:**

This paper aims to test the best model volatility forecasting using daily returns sample from Brazilian and US stock markets. This information is useful to portfolio managers and Central Bankers seeking to understand possible effects of policy interventions in financial markets. The period covered is from January of 2002 to December of 2007. The motivation to test the forecasting potency of these models comes from Engle and Patton (2001), where a good volatility model must be able to predict. The path followed was the same of Cavaleri (2008), which tested the most adherent with different characteristics and combinations (unconditional and conditional variances, and combinations).

Modeling approach and Methodology:

The sample period is from January of 2002 to December 2007. The database used are daily frequency prices of the Brazilian stock market's index Bovespa and the Americans' index is S&P 500. The models used are: i) unconditional volatility models: rolling window historical volatility and EWMA model; ii) conditional volatility models: Garch Family models (ARCH, GARCH, EGARCH, TGARCH); and, iii) forecasting combinations using OLS method.

Studied country: Brazil**Preliminary / Expected results:**

The preliminary results show evidences that EGARCH (2,1) to Brazil and EGARCH (5,4) to in the sample volatility forecasting. The next step is to use the combination of volatilities as well as use out-of-sample prediction.

Accept as working paper: Not accepted as working paper**Full paper:**[Risk Forecasting Before Subprime Crisis \(pdf - 412.73 KB\)](#)**Submitted for:**

Web presentation

Approval

Paper status:

Approved

Published:

Published



Figura B.1: Bovespa e Dow Jones Correlogramas – Período: jan/2002 to dez/2008

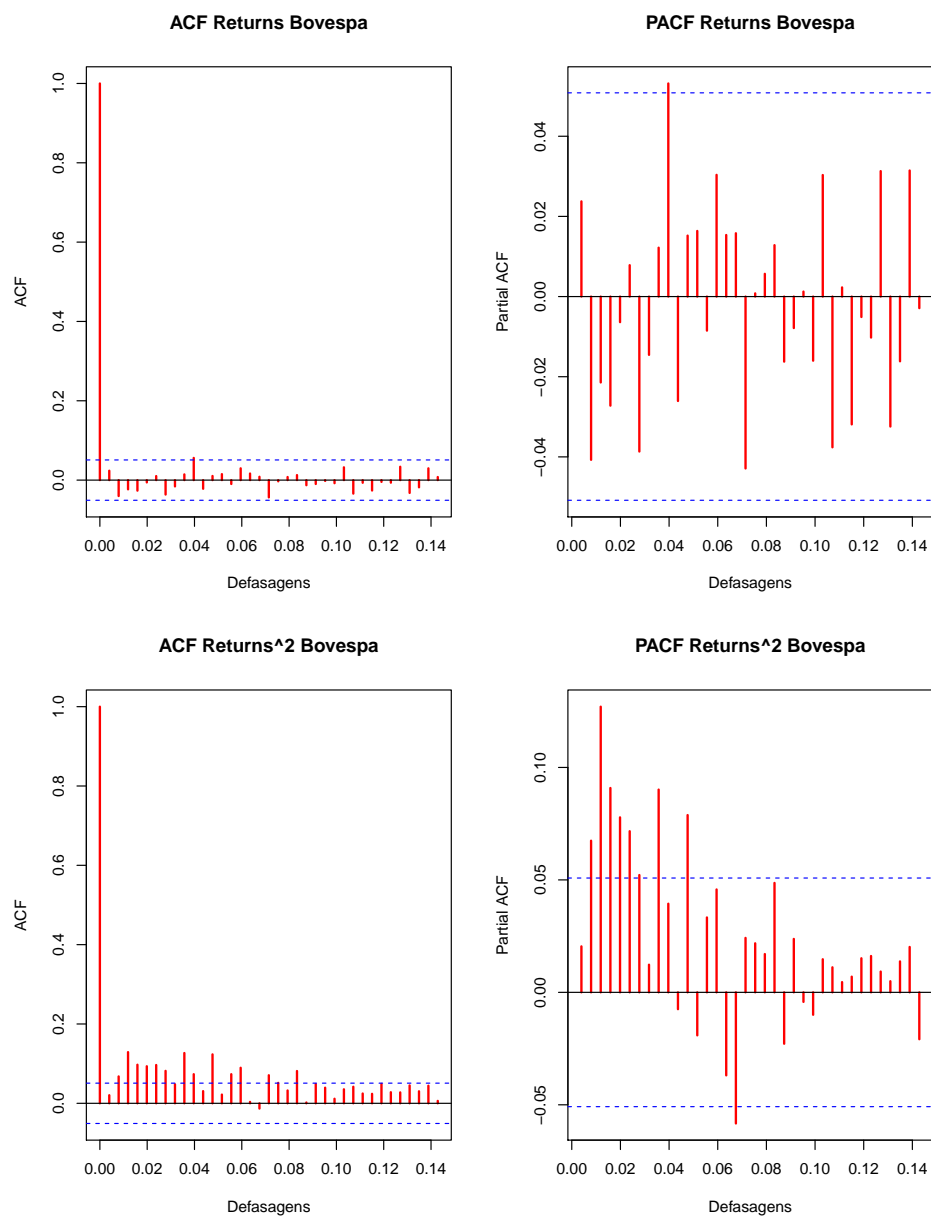


Tabela B.1: Backtesting of GARCH(1,1) - VaR models to Bovespa and Dow Jones

Bovespa					
Model	Lenght For.	alpha	% Violations	LR _{uc}	LR _{cc}
Normal	487	0.05	7.2	4.344(0.03)	4.477(0.10)
		0.01	2.1	4.184(0.04)	NA
Skewed - Normal	487	0.05	7.2	4.344(0.03)	4.477(0.10)
		0.01	1.4	0.829(0.36)	NA
t-Student	487	0.05	7.4	5.147(0.02)	5.357(0.06)
		0.01	1.6	1.702(0.192)	NA
Skewed t-Student	487	0.05	7.2	4.344(0.03)	4.477(0.10)
		0.01	2.0	4.184(0.04)	NA
GED	487	0.05	7.2	4.344(0.03)	4.477(0.10)
		0.01	1.6	1.702(0.192)	NA
Skewed GED	487	0.05	7.0	3.603(0.05)	4.75(0.09)
		0.01	1.2	0.247(0.61)	NA
JSU	487	0.05	7.0	3.603(0.05)	4.75(0.09)
		0.01	1.0	0.003(0.953)	NA
Dow Jones					
Model	Lenght For.	alpha	% Violations	LR _{uc}	LR _{cc}
Normal	509	0.05	6.9	3.394(0.06)	3.55(0.17)
		0.01	2.9	12.799(0.00)	NA
Skewed - Normal	509	0.05	6.3	1.646(0.19)	1.647(0.439)
		0.01	2.8	10.66(0.00)	NA
t-Student	509	0.05	N.C.	N.C.	N.C.
		0.01	N.C.	N.C.	N.C.
Skewed t-Student	509	0.05	N.C.	N.C.	N.C.
		0.01	N.C.	N.C.	N.C.
GED	509	0.05	6.7	2.748(0.09)	2.991(0.22)
		0.01	2.2	5.203(0.02)	N.A.
Skewed GED	509	0.05	6.3	1.646(0.19)	2.131(0.34)
		0.01	2.0	3.734(0.05)	NA
JSU	509	0.05	6.5	2.165(0.14)	2.518(0.28)
		0.01	2.6	8.684(0.00)	N.A.

Nota: O período utilizado para realização do backtesting vai de 2002 até 2008. Usamos retornos de frequência diária, e um janela móvel com 1000 períodos para a estimação recursiva. Os parâmetros são re-estimados a cada passo a frente da previsão. Os testes são realizados sobre as observações para as previsões para fora da amostra, totalizando 487 períodos para o Ibovespa e 509 para o Dow Jones.

Tabela B.2: Significância dos Parâmetros e critério da informação das diferentes especificações da Família GARCH

Modelos	IBovespa	Dow Jones				
		test t	AIC	SBC	HQC	test t
ARCH(1)	Resid(1)	0,71(0,47)	-5,3004	-5,2790	-5,2924	2,65(0,00)
ARCH(2)	Resid(1)	0,22(0,81)	-5,3050	-5,2801	-5,2957	3,20(0,00)
	Resid(2)	2,80(0,00)				4,30(0,00)
ARCH(3)	Resid(1)	0,02(0,97)	-5,3183	-5,2897	-5,3076	2,64(0,00)
	Resid(2)	3,01(0,00)				4,42(0,00)
	Resid(3)	3,39(0,00)				4,97(0,00)
ARCH(4)	Resid(1)	0,00(1,00)				1,23(0,21)
	Resid(2)	3,03(0,00)				4,44(0,00)
	Resid(3)	3,42(0,00)				4,49(0,00)
	Resid(4)	3,07(0,00)				5,98(0,00)
ARCH(5)	Resid(1)	0,00(1,00)	-5,3305	-5,2948	-5,3172	0,26(0,79)
	Resid(2)	2,69(0,00)				3,63(0,00)
	Resid(3)	3,42(0,00)				4,13(0,00)
	Resid(4)	3,11(0,00)				5,72(0,00)
	Resid(5)	2,77(0,00)				4,22(0,00)
GARCH(1,1)	Resid(1)	9,72(0,00)	-5,3424	-5,3174	-5,3331	1,24(0,21)
	GARCH(1)	99,17(0,00)				21,95(0,00)
GARCH(1,2)	Resid(1)	11,95(0,00)	-5,3410	-5,3125	-5,3304	1,08(0,27)
	GARCH(1)	242,3(0,00)				43,18(0,00)
	GARCH(2)	0,0(0,99)				0,00(0,99)
GARCH(1,3)	Resid(1)	9,29(0,00)	-5,3396	-5,3075	-5,3277	1,60(0,10)
	GARCH(1)	25,05(0,00)				67,67(0,00)
	GARCH(2)	0,00(0,99)				0,00(0,99)
	GARCH(3)	0,00(0,99)				0,00(0,99)
GARCH(3,1)	Resid(1)	0,00 (1,53)	-5,3459	-5,3138	-5,3339	0,00(0,99)
	Resid(2)	1,53(0,12)				0,57(0,56)
	Resid(3)	0,82(0,40)				0,64(0,51)

GARCH(1)		82,22(0,00)	17,08(0,00)	-6,7369	-6,7017	-6,7238
GARCH(2,2)	Resid(1)	0,00(0,99)	0,00(0,99)			
	Resid(1)	3,73(0,00)	0,85(0,39)			
	GARCH(1)	4,67(0,00)	16,97(0,00)			
	GARCH(2)	0,00(0,99)	0,00(0,99)			
GARCH(2,1)		0,00(0,99)	-5,3467	-5,3182	-5,3361	-6,7382
GARCH(1,4)	Resid(1)	0,00(0,99)				
	Resid(1)	3,75(0,00)				
	GARCH(1)	91,52(0,00)				
GARCH(1,5)	Resid(1)	9,08(0,00)	-5,3384	-5,3027	-5,3251	-6,7307
	GARCH(1)	24,70(0,00)				
	GARCH(2)	0,00(0,99)				
	GARCH(3)	0,00(0,99)				
	GARCH(4)	0,00(0,99)				
GARCH(2,5)	Resid(1)	9,55(0,00)	-5,3371	-5,2979	-5,3225	-6,7295
	GARCH(1)	124,37(0,00)				
	GARCH(2)	0,00(0,99)				
	GARCH(3)	0,00(0,99)				
	GARCH(4)	0,00(0,99)				
GARCH(3,5)	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3415	-5,2987	-5,3255	-6,7331
	Resid(2)	3,16(0,00)				
	GARCH(1)	5,79(0,00)				
	GARCH(2)	0,00(0,99)				
	GARCH(3)	0,00(0,99)				
GARCH(1,5)	GARCH(4)	0,00(0,99)				
	GARCH(5)	0,00(0,99)				
	Resid(1)	0,00(0,99)				
	Resid(2)	0,90(0,36)				
GARCH(2,5)	GARCH(1)	21,68(0,00)				
	GARCH(2)	0,00(0,99)				
	GARCH(3)	0,00(0,99)				
	GARCH(4)	0,00(0,99)				
GARCH(3,5)	GARCH(5)	0,00(0,99)				
	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3404	-5,2941	-5,3232	-6,7328
	Resid(2)	1,82(0,06)				
	Resid(3)	1,04(0,29)				
GARCH(1,5)	GARCH(1)	1,35(0,17)				
GARCH(1,5)			-6,7331	-6,8773	-6,7169	-6,7144

APÊNDICE B

APÊNDICE - INCERTEZA NA PREVISÃO DE RISCO

	GARCH(2)	0,17(0,86)				0,00(0,99)			
	GARCH(3)	0,22(0,82)				0,00(0,99)			
	GARCH(4)	0,00(0,99)				0,04(0,96)			
	GARCH(5)	0,00(0,99)				0,15(0,87)			
GARCH(4,5)	Resid(1)	0,00(0,10)	-5,3405	-5,2906	-5,3219	0,00(0,99)	-6,7338	-6,6809	-6,7145
	Resid(2)	0,76(0,44)				0,97(0,32)			
	Resid(3)	1,50(0,13)				0,71(0,47)			
	Resid(4)	0,40(0,68)				0,80(0,41)			
	GARCH(1)	0,00(1,00)				0,69(0,48)			
	GARCH(2)	0,00(0,99)				0,03(0,97)			
	GARCH(3)	5,32(0,00)				0,00(0,99)			
	GARCH(4)	0,00(1,00)				2,35(0,01)			
	GARCH(5)	0,00(1,00)				0,00(0,99)			
			-5,3392	-5,2857	-5,31		-6,7330	-6,6766	-6,7112
GARCH(5,5)	Resid(1)	0,00(1,00)				0,00(0,99)			
	Resid(2)	1,68(0,09)				0,78(0,43)			
	Resid(3)	1,17(0,23)				0,77(0,43)			
	Resid(4)	0,36(71,6)				1,01(0,30)			
	Resid(5)	0,00(0,99)				0,00(0,99)			
	GARCH(1)	0,00(0,99)				0,73(0,46)			
	GARCH(2)	0,00(1,00)				0,03(0,97)			
	GARCH(3)	5,63(0,00)				0,00(0,99)			
	GARCH(4)	0,00(1,00)				1,53(0,12)			
	GARCH(5)	0,00(1,00)				0,01(0,98)			
GARCH(5,4)	Resid(1)	0,00(1,00)	-5,3405	-5,2906	-5,3219	0,00(0,99)	-6,7338	-6,6809	-6,7145
	Resid(2)	1,67(0,09)				1,09(0,27)			
	Resid(3)	0,97(0,32)				1,34(0,17)			
	Resid(4)	0,34(0,73)				2,14(0,03)			
	Resid(5)	0,00(1,00)				0,00(0,99)			
	GARCH(1)	0,00(1,00)				0,75(0,44)			
	GARCH(2)	0,00(1,00)				0,14(0,88)			

		APÊNDICE B APÊNDICE - INCERTEZA NA PREVISÃO DE RISCO			
GARCH(5,3)	GARCH(3)	4,05(0,00)		0,01(0,98)	
	GARCH(4)	0,00(1,00)		2,16(0,03)	
	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3418 -5,2954 -5,3245	0,00(1,00)	-6,7375 -6,6917 -6,7204
	Resid(2)	1,64(0,10)		1,02(0,30)	
	Resid(3)	3,57(0,00)		0,13(0,89)	
	Resid(4)	1,30(0,19)		0,16(0,87)	
	Resid(5)	0,00(0,99)		1,08(0,27)	
GARCH(5,2)	GARCH(1)	0,00(0,99)		0,00(1,00)	
	GARCH(2)	0,00(0,99)		0,00(1,00)	
	GARCH(3)	5,25(0,00)		0,72(0,46)	
	Resid(1)	0,00(1,00)	-5,3418 -5,2990 -5,3258	0,00(0,99)	
	Resid(2)	1,87(0,06)		1,14(0,25)	
	Resid(3)	0,58(0,55)		0,81(0,41)	
	Resid(4)	0,00(0,99)		1,44(0,14)	
GARCH(5,1)	Resid(5)	0,00(0,99)		0,00(0,99)	
	GARCH(1)	0,21(0,83)		0,67(0,49)	
	GARCH(2)	0,54(0,58)		3,49(0,00)	
	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3411 -5,3039 -5,3285	0,00(0,99)	-6,7353 -6,6930 -6,7194
	Resid(2)	1,57(0,11)		0,63(0,52)	
	Resid(3)	0,54(0,58)		0,65(0,51)	
	Resid(4)	0,00(0,99)		0,26(0,79)	
GARCH(4,1)	Resid(5)	1,17(0,86)		0,00(0,99)	
	GARCH(1)	78,14(0,00)		19,79(0,00)	
	ALPHA(1)	0,00(0,99)	-5,3443 -5,3086 -5,3310	0,00(0,99)	-5,3443 -5,3086 -5,3310
	ALPHA(2)	1,71(0,86)		1,71(0,86)	
	ALPHA(3)	0,59(0,55)		0,59(0,55)	
	ALPHA(4)	0,00(0,99)		0,00(0,99)	
	BETA(1)	75,53(0,00)		75,53(0,00)	
GARCH(4,2)	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3433 -5,3040 -5,3287	0,00(0,99)	-6,7360 -6,6937 -6,7202
	Resid(2)	1,73(0,08)		1,22(0,22)	

GARCH(4,3)	Resid(3)	1,26(0,20)				0,68(0,49)			
	Resid(4)	0,09(0,92)				0,95(0,34)			
	GARCH(1)	0,26(0,79)				0,71(0,47)			
	GARCH(2)	0,64(0,51)				3,82(0,00)			
GARCH(4,4)	Resid(1)	0,00(1,00)	-5,3419	-5,2991	-5,3259	0,00(1,00)	-6,7367	-6,6909	-6,7194
	Resid(2)	1,97(0,04)				0,01(0,99)			
	Resid(3)	1,93(0,05)				0,02(0,98)			
	Resid(4)	0,57(0,56)				0,03(0,97)			
	GARCH(1)	0,00(0,99)				0,00(0,99)			
	GARCH(2)	3,05(0,00)				0,00(1,00)			
	GARCH(3)	0,44(0,65)				0,04(0,96)			
	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3405	-5,2942	-5,3233	0,00(0,99)			
GARCH(3,4)	Resid(2)	1,87(0,06)				1,01(0,31)			
	Resid(3)	1,21(0,22)				1,31(0,18)			
	Resid(4)	0,40(0,68)				1,17(0,23)			
	GARCH(1)	0,00(0,99)				0,71(0,47)			
	GARCH(2)	0,64(0,51)				0,14(0,88)			
	GARCH(3)	0,27(0,78)				0,02(0,97)			
	GARCH(4)	0,12(0,89)				2,00(0,04)			
	Resid(1)	0,00(0,00)	-5,3418	-5,2990	-5,3259	0,00(1,00)	-6,7340	-6,6882	-6,7179
GARCH(3,3)	Resid(2)	1,87(0,06)				0,11(0,90)			
	Resid(3)	1,55(0,11)				1,00(0,31)			
	GARCH(1)	0,57(0,56)				1,18(0,23)			
	GARCH(2)	0,63(0,52)				0,00(0,99)			
	GARCH(3)	0,02(0,97)				0,00(0,99)			
	GARCH(4)	0,10(0,91)				0,04(0,96)			
	ALPHA(1)	0,00(0,99)	-5,3433	-5,3040	-5,3286	0,00(0,99)	-6,7351	-6,6928	-6,7194
	ALPHA(2)	1,71(0,08)				0,58(0,56)			
	ALPHA(3)	1,06(0,28)				0,66(0,50)			
	BETA(1)	0,60(0,54)				23,08(0,00)			

APÊNDICE B		APÊNDICE C		INCERTEZA NA PREVISÃO DE RISCO	
EGARCH(2,2)	ALPHA(2)	1,00(0,31)		0,57(0,56)	-6,7537
	ALPHA(3)	2,88(0,00)		0,64(0,51)	-6,7271
	BETA(1)	7,263.327(0,00)		17,08(0,00)	-6,7694
	GAMMA(1)	-4,6559			-5,3668
	GAMMA(2)	5,44(0,00)			-3,79(0,00)
	GAMMA(3)	1,48(0,13)			2,30(0,02)
EGARCH(2,1)	ALPHA(1)	-6,46(0,00)			5,538.771(0,00)
	ALPHA(2)	5,08(0,00)			-310(0,00)
	BETA(1)	310.109(0,00)			-2,15(0,00)
	BETA(2)	-4,27(0,00)			3,25(0,00)
	GAMMA(1)	-5,05(0,00)			-3,77(0,00)
	GAMMA(2)	6,39(0,00)			2,27(0,02)
EGARCH(1,4)	ALPHA(1)	-6,29(0,00)			46,806(0,00)
	ALPHA(2)	4,06(0,00)			-2,16(0,03)
	BETA(1)	16,380(0,00)			3,23(0,00)
	GAMMA(1)	-5,47(0,00)			-9,01(0,00)
	GAMMA(2)	6,50(0,00)			3996(0,00)
	ALPHA(1)	-5,81(0,00)			126(0,00)
EGARCH(1,5)	BETA(1)	2,882(0,00)			6538(0,00)
	BETA(2)	-329,84(0,00)			-3531(0,00)
	BETA(3)	339,51(0,00)			6,67(0,00)
	BETA(4)	-3,89(0,00)			-6,19(0,00)
	GAMMA	3,44(0,00)			590(0,00)
	ALPHA(1)	8,57(0,00)			-47,31(0,00)
EGARCH(1,5)	BETA(1)	6,438(0,00)			872(0,00)
	BETA(2)	-841(0,00)			-6,613(0,00)
	BETA(3)	1,508(0,00)			98,59(0,00)
	BETA(4)	-1,696(0,00)			
	BETA(5)	1,707(0,00)			

EGARCH(2,5)	GAMMA(1)	4,16(0,00)	0,68(0,49)	-6,7685	-6,7156	-6,7488
	ALPHA(1)	-6,09(0,00)	-4,61(0,00)	-5,3806	-5,3307	-5,3620
	ALPHA(2)	3,41(0,00)	1,73(0,08)			
	BETA(1)	358.935(0,00)	749.896(0,00)			
	BETA(2)	-887(0,00)	1,42(0,15)			
	BETA(3)	296(0,00)	-2,38(0,01)			
	BETA(4)	-2,09(0,00)	-2,464(0,00)			
	BETA(5)	0,79(0,42)	28,564(0,00)			
	GAMMA(1)	-5,06(0,00)	-6,56(0,00)			
EGARCH(3,5)	GAMMA(2)	6,63(0,00)	26,23(0,00)			
	ALPHA(1)	-6,42(0,00)	0,00(0,99)	-6,7328	-6,6835	-6,7144
	ALPHA(2)	1,38(0,16)	0,29(0,76)			
	ALPHA(3)	3,00(0,00)	1,24(0,21)			
	BETA(1)	5298939(0,00)	2,33(0,01)			
	BETA(2)	-78,64(0,00)	0,00(0,99)			
	BETA(3)	5,805(0,00)	0,00(0,99)			
	BETA(4)	-9,15(0,00)	0,04(0,96)			
	BETA(5)	-7,34(0,00)	0,15(0,87)			
EGARCH(4,5)	GAMMA(1)	-5,49(0,00)				
	GAMMA(2)	6,39(0,00)				
	GAMMA(3)	2,53(0,01)				
	ALPHA(1)	-6,88(0,00)	-4,31(0,00)	-6,7698	-6,7029	-6,7449
	ALPHA(2)	-1,87(0,06)	-0,23(0,81)			
	ALPHA(3)	-0,27(0,77)	2,84(0,00)			
	ALPHA(4)	3,86(0,00)	-0,58(0,55)			
	BETA(1)	0,50(0,61)	5,989,834(0,00)			
	BETA(2)	-0,26(0,79)	24,89(0,00)			
EGARCH(5,5)	BETA(3)	3,625(0,00)	-576(0,00)			
	BETA(4)	-1,17(0,23)	-347,012(0,00)			
	BETA(5)	1,56(0,11)	7,487(0,00)			

	GAMMA(1)	-3,83(0,00)	-5,3797	-5,3083	-5,3531	-6,7845	-6,7105	-6,7569
	GAMMA(2)	0,54(0,58)						
	GAMMA(3)	4,46(0,00)						
	GAMMA(4)	3,09(0,00)						
EGARCH(5,5)	ALPHA(1)	-6,46 (0,00)						
	ALPHA(2)	-2,23 (0,02)						
	ALPHA(3)	-2,41 (0,01)						
	ALPHA(4)	0,77 (0,43)						
	ALPHA(5)	3,16 (0,00)						
	BETA(1)	6,89 (0,00)						
	BETA(2)	-113 (0,00)						
	BETA(3)	1304 (0,00)						
	BETA(4)	14,66 (0,00)						
	BETA(5)	1,48 (0,13)						
	GAMMA(1)	-5,27(0,00)						
	GAMMA(2)	2,15(0,03)						
	GAMMA(3)	-0,62(0,53)						
	GAMMA(4)	3,93(0,00)						
	GAMMA(5)	2,08(0,03)						
EGARCH(5,4)	ALPHA(1)	-9,53(0,00)	-5,3824	-5,3146	-5,3527	-6,7912	-6,7207	-6,7649
	ALPHA(2)	-1,81(0,06)						
	ALPHA(3)	-4,58(0,00)						
	ALPHA(4)	-0,27(0,78)						
	ALPHA(5)	5,49(0,00)						
	BETA(1)	2,039(0,00)						
	BETA(2)	-2,535(0,00)						
	BETA(3)	108,303(0,00)						
	BETA(4)	259(0,00)						
	GAMMA(1)	-5,07(0,00)						
	GAMMA(2)	3,95(0,00)						

	GAMMA(3)	-1,51(0,12)				61,20(0,00)			
	GAMMA(4)	3,44(0,00)				761(0,00)			
	GAMMA(5)	4,68(0,00)				749(0,00)			
EGARCH(5,3)	ALPHA(1)	-6,37(0,00)	-5,3812	-5,3170	-5,3572	0,00(1,00)	-6,7375	-6,6917	-6,7204
	ALPHA(2)	-4,20(0,00)				1,02(0,30)			
	ALPHA(3)	1,00(0,31)				0,13(0,89)			
	ALPHA(4)	2,74(0,00)				0,16(0,87)			
	ALPHA(5)	2,53(0,00)				1,08(0,27)			
	BETA(1)	-0,70(0,48)				0,00(1,00)			
	BETA(2)	0,73(0,46)				0,00(1,00)			
	BETA(3)	18,228(0,00)				0,72(0,46)			
	GAMMA(1)	-4,51(0,00)							
	GAMMA(2)	0,40(0,68)							
	GAMMA(3)	5,28(0,00)							
	GAMMA(4)	4,53(0,00)							
	GAMMA(5)	-0,18(0,85)							
EGARCH(5,2)	ALPHA(1)	-6,16(0,00)	-5,3804	-5,3196	-5,3576	-3,60(0,00)	-6,7708	-6,7073	-6,7472
	ALPHA(2)	1,30(0,19)				-0,49(0,62)			
	ALPHA(3)	2,15(0,03)				2,37(0,01)			
	ALPHA(4)	-1,14(0,25)				-0,24(0,80)			
	ALPHA(5)	1,05(0,29)				0,57(0,56)			
	BETA(1)	35,874,406(0,00)				15,105,014(0,00)			
	BETA(2)	-6,59(0,00)				174(0,00)			
	GAMMA(1)	-5,16(0,00)				-2,01(0,04)			
	GAMMA(2)	3,93(0,00)				1,19(0,23)			
	GAMMA(3)	1,08(0,27)				1,50(0,13)			
	GAMMA(4)	-1,29(0,19)				1,44(0,14)			
	GAMMA(5)	0,47(0,63)				-1,19(0,23)			
GARCH(5,1)	ALPHA(1)	0,00(0,99)	-5,3411	-5,3039	-5,3285	-3,62(0,00)	-6,7721	-6,7121	-6,7497
	ALPHA(2)	1,57(0,11)				-0,15(0,88)			

ALPHA(3)	0,54(0,58)				2,59(0,00)				
ALPHA(4)	0,00(0,99)				-0,58(0,56)				
ALPHA(5)	1,17(0,86)				0,60(0,54)				
BETA(1)	78,14(0,00)				1.366.403(0,00)				
GAMMA(1)					-2,04(0,04)				
GAMMA(2)					1,28(0,19)				
GAMMA(3)					1,33(0,18)				
GAMMA(4)					1,25(0,21)				
GAMMA(5)					-1,27(0,20)				
EGARCH(4,1)	ALPHA(1)	-6,09(0,00)	-5,3836	-5,3336	-5,650	-3,82(0,00)	-6,7365	-6,6978	-6,7225
	ALPHA(2)	1,07(0,28)				-0,07(0,00)			
	ALPHA(3)	2,14(0,00)				2,32(0,00)			
	ALPHA(4)	-0,49(0,62)				-0,16(0,86)			
	BETA(1)	1.096.718(0,00)				802.881 (0,00)			
	GAMMA(1)	-5,08(0,00)				-2,67(0,00)			
	GAMMA(2)	3,73(0,00)				2,04(0,04)			
	GAMMA(3)	1,20(0,22)				1,43(0,15)			
	GAMMA(4)	-1,24(0,21)				0,38(0,69)			
EGARCH(4,2)	ALPHA(1)	0,00(0,99)	-5,3433	-5,3040	-5,3287	-3,88(0,00)	-6,7730	-6,7166	-6,7525
	ALPHA(2)	1,73(0,08)				-3,21(0,00)			
	ALPHA(3)	1,26(0,20)				2,24(0,02)			
	ALPHA(4)	0,09(0,92)				1,70(0,08)			
	BETA(1)	0,26(0,79)				14,58(0,00)			
	BETA(2)	0,64(0,51)				228.841(0,00)			
	GAMMA(1)					-2,18(0,00)			
	GAMMA(2)					0,17(0,86)			
	GAMMA(3)					2,68(0,00)			
	GAMMA(4)					2,19(0,00)			
EGARCH(4,3)	ALPHA(1)	-6,37(0,00)	-5,3810	-5,3239	-5,3597	-3,78(0,00)	-6,7717	-6,7117	-6,7493
	ALPHA(2)	1,46(0,14)				-3,50(0,00)			

ALPHA(3)	3,25(0,00)					2.53(0,01)			
ALPHA(4)	-1,57(0,11)					2.00(0,04)			
BETA(1)	4.530.927(0,00)					276(0,00)			
BETA(2)	63.612(0,00)					137.259(0,00)			
BETA(3)	-44.376(0,00)					54,00(0,00)			
GAMMA(1)	-6,07(0,00)					-2.13(0,03)			
GAMMA(2)	6,38(0,00)					0.06(0,94)			
GAMMA(3)	2,41(0,01)					2.71(0,00)			
GAMMA(4)	-2,52(0,01)					2.54(0,00)			
EGARCH(4,4)									
ALPHA(1)	-6,22(0,00)		-5,3798	-5,3191	-5,3572	-4.45(0,00)	-6.7731	-6.7167	-6.7524
ALPHA(2)	-6,32(0,00)					-0.22(0,82)			
ALPHA(3)	3,46(0,00)					3.72(0,00)			
ALPHA(4)	3,78(0,00)					-0.67(0,00)			
BETA(1)	28,01(0,00)					177.362(0,00)			
BETA(2)	4.710(0,00)					96.494(0,00)			
BETA(3)	22,99(0,00)					-58.283(0,00)			
BETA(4)	3,30(0,00)					551(0,00)			
GAMMA(1)	-4,51(0,00)					-0.83(0,40)			
GAMMA(2)	-0,52(0,60)					1.03(0,29)			
GAMMA(3)	6,40(0,00)					0.77(0,43)			
GAMMA(4)	2,75(0,00)					-0.31(0,75)			
EGARCH(3,4)									
ALPHA(1)	-8,28(0,00)		-5,3825	-5,3290	-5,3626	-9.99(0,00)	-6.7734	-6.7170	-6.7524
ALPHA(2)	1,68(0,09)					-3.13(0,00)			
ALPHA(3)	2,80(0,00)					4.79(0,00)			
BETA(1)	998.277(0,00)					1.010.754(0,00)			
BETA(2)	-2.077(0,00)					122.826(0,00)			
BETA(3)	4.690(0,00)					-51.857(0,00)			
BETA(4)	-1.600(0,00)					1.640(0,00)			
GAMMA(1)	-5,27(0,00)					-31.69(0,00)			
GAMMA(2)	4,12(0,00)					5.35(0,00)			

APÊNDICE B APÊNDICE - INCERTEZA NA PREVISÃO DE RISCO									
EGARCH(3,3)	GAMMA(3)	0,52(0,59)						5.80(0,00)	
	ALPHA(1)	-6,05(0,00)	-5,3824	-5,3325	-5,3638			-3.69(0,00)	-6.7736 -6.7207 -6.7539
	ALPHA(2)	-0,03(0,97)						-0.01(0,98)	
	ALPHA(3)	3,19(0,00)						2.66(0,00)	
	BETA(1)	4,889(0,00)						86.285.342(0,00)	
	BETA(2)	16,51(0,00)						-15.59(0,00)	
	BETA(3)	15,63(0,00)						4.72(0,00)	
	GAMMA(1)	-4,77(0,00)						-2.14(0,00)	
	GAMMA(2)	3,10(0,00)						1.34(0,17)	
EGARCH(3,2)	GAMMA(3)	2,34(0,00)						2.44(0,01)	
	ALPHA(1)	0,00(1,00)	-5,3833	-5,3370	-5,3660			0,00(0,99)	-6.7673 -6.7179 -6.7489
	ALPHA(2)	2,01(0,04)						0,60(0,54)	
	ALPHA(3)	1,32(0,18)						0,65(0,51)	
	BETA(1)	0,71(0,47)						23,07(0,00)	
	BETA(2)	0,88(0,37)						0,021(0,98)	
	GAMMA(1)	-4,05(0,00)						-3.76(0,00)	
	GAMMA(2)	2,62(0,00)						5.13 (0,00)	
	GAMMA(3)	3,04(0,00)							
EGARCH(2,4)	ALPHA(1)	-6,37(0,99)	-5,3825	-5,3290	-5,3626			-5.66(0,00)	-6,7343 -6,6920 -6,7189
	ALPHA(2)	3,53(0,00)						2.83(0,00)	
	BETA(1)	296.941(0,00)						126336(0,00)	
	BETA(2)	-2,247(0,00)						72,61(0,00)	
	BETA(3)	2,245(0,00)						-690(0,00)	
	BETA(4)	-16,55(0,99)						266(0,00)	
	GAMMA(1)	-5,27(0,00)						-3,82(0,00)	
	GAMMA(2)	4,12(0,00)						5.32(0,00)	
	GAMMA(3)	0,52(0,59)							
EGARCH(0,4)	BETA(1)	0,01(0,98)	-5,2982	-5,2661	-5,2862			6,52(0,00)	-6.2865 -6.2513 -6.2734
	BETA(2)	0,00(0,99)						1.69(0,08)	
	BETA(3)	0,01(0,98)						-387(0,00)	

		BETA(4)	909,3(0,00)	2,85(0,00)			
IGARCH(1,1)	ALPHA(1)		5,17(0,00)	-5,3383	-5,3169	-5,3303	-6,7353 -6,7106 -6,7261
	BETA(1)						
IGARCH(1,2)	Resid(1)		6,81(0,00)	-5,3372	-5,3122	-5,3279	-6,7343 -6,7061 -6,7238
	GARCH(1)		5,13(0,00)				
	GARCH(2)						
IGARCH(1,3)	Resid(1)		24,04(0,00)	-5,3364	-5,3079	-5,3258	-6,7345 -6, 7027 -6,7226
	GARCH(1)		0,40(0,68)				
	GARCH(2)		0,04(0,96)				
	GARCH(3)						
IGARCH(3,1)	Resid(1)		0,00(0,99)	-5,3395	-5,3110	-5,3289	-6,7381 -6,7063 -6,7262
	Resid(2)		1,96(0,04)				
	Resid(3)		0,00(0,99)				
	GARCH(1)						
GARCH(2,2)	Resid(1)		0,00(0,99)	-5,3395	-5,3110	-5,3289	-6,7375 -6,7057 -6,7256
	Resid(1)		2,30(0,02)				
	GARCH(1)		2,56(0,01)				
	GARCH(2)						
IGARCH(2,1)	Resid(1)		0,00(0,99)	-5,3409	-5,3159	-5,3316	-6,7386 -6,7104 -6,7281
	Resid(1)		1,64(0,09)				
	GARCH(1)						
IGARCH(1,4)	Resid(1)		2,44(0,01)	-5,3348	-5,3027	-5,3228	-6,7330 -6,977 -6,7199
	GARCH(1)		0,64(0,51)				
	GARCH(2)		0,01(0,98)				
	GARCH(3)		0,00(0,99)				
	GARCH(4)						
IGARCH(1,5)	Resid(1)		2,97(0,00)	-5,3334	-5,2977	-5,3201	-6,7212 -6,6925 -6,7168
	GARCH(1)		1,79(0,07)				
	GARCH(2)		0,00(0,99)				
	GARCH(3)		0,00(1,00)				

APÊNDICE B APÊNDICE - INCERTEZA NA PREVISÃO DE RISCO									
IGARCH(2,5)	GARCH(4)	0,00(1,00)						0,00(0,99)	
	GARCH(5)								
	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3360	-5,2967	-5,3214			0,00(1,00)	-6,7335 -6,6912 -6,7177
	Resid(2)	2,03(0,04)						0,90(0,36)	
	GARCH(1)	1,99(0,04)						1,62(0,10)	
IGARCH(3,5)	GARCH(2)	0,00(0,99)						0,00(1,00)	
	GARCH(3)	0,00(0,99)						0,00(1,00)	
	GARCH(4)	0,00(0,99)						0,00(1,00)	
	GARCH(5)								
	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3355	-5,2927	-5,3196			0,00(0,99)	-6,7331 -6,6873 -6,7161
IGARCH(4,5)	Resid(2)	0,55(0,57)						0,28(0,77)	
	Resid(3)	1,22(0,21)						1,15(0,24)	
	GARCH(1)	0,00(0,99)						2,03(0,04)	
	GARCH(2)	1,02(0,30)						0,00(0,99)	
	GARCH(3)	0,00(0,99)						0,00(0,99)	
IGARCH(5,5)	GARCH(4)	0,00(1,00)						0,00(0,99)	
	GARCH(5)								
	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3405	-5,2906	-5,3219			0,00(0,99)	-6,7338 -6,6809 -6,7141
	Resid(2)	1,84(0,06)						0,77(0,43)	
	Resid(3)	1,78(0,07)						0,83(0,40)	
IGARCH(5,5)	Resid(4)	0,10(0,91)						0,96(0,33)	
	GARCH(1)	0,00(0,99)						0,69(0,48)	
	GARCH(2)	0,83(0,40)						0,04(0,96)	
	GARCH(3)	0,00(0,99)						0,00(0,99)	
	GARCH(4)	0,00(1,00)						1,57(0,11)	
IGARCH(5,5)	GARCH(5)								
	Resid(1)	0,00(1,00)	-5,3392	-5,2857	-5,31			0,00(0,99)	-6,7341 -6,6848 -6,7157
	Resid(2)	1,84(0,06)						0,78(0,43)	
	Resid(3)	2,46(0,01)						0,79(0,42)	
	Resid(4)	0,31(0,75)						1,21(0,22)	

GARCH(2)									
IGARCH(5,1)	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3374	-5,3017	-5,3241	0,00(0,99)	-6,7356	-6,6968	-6,7211
	Resid(2)	1,64(0,10)				0,44(0,65)			
	Resid(3)	0,00(0,99)				0,63(0,52)			
	Resid(4)	0,00(0,99)				0,27(0,78)			
	Resid(5)	1,17(0,86)				0,00(0,99)			
GARCH(1)									
GARCH(4,1)	ALPHA(1)	0,00(0,99)	-5,3443	-5,3086	-5,3310	0,00(0,99)	-5,7368	-5,7016	-5,7236
	ALPHA(2)	1,72(0,08)				0,74(0,45)			
	ALPHA(3)	0,59(0,55)				0,67(0,50)			
	ALPHA(4)	0,00(0,99)				0,40(0,68)			
	BETA(1)	75,53(0,00)							
IGARCH(4,2)	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3376	-5,3019	-5,3243	0,00(0,99)	-6,7363	-6,6976	-6,7219
	Resid(2)	1,76(0,07)				0,96(0,33)			
	Resid(3)	2,36(0,01)				0,60(0,54)			
	Resid(4)	0,00(0,99)				1,13(0,25)			
	GARCH(1)	1,75(0,08)				0,80(0,42)			
GARCH(2)									
IGARCH(4,3)	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3419	-5,2991	-5,3259	0,00(1,00)	-6,7371	-6,6949	-6,7214
	Resid(2)	1,21(0,22)				0,19(0,84)			
	Resid(3)	1,92(0,05)				0,41(0,67)			
	Resid(4)	0,92(0,35)				0,63(0,52)			
	GARCH(1)	0,00(0,99)				0,07(0,93)			
IGARCH(4,4)	GARCH(2)	0,00(0,99)				0,00(1,00)			
	GARCH(3)								
	Resid(1)	0,00(0,99)	-5,3351	-5,2923	-5,3191	0,00(0,99)	-6,7371	-6,6983	-6,7227
IGARCH(4,4)	Resid(2)	1,97(0,04)				0,74(0,45)			
	Resid(3)	2,04(0,04)				1,35(0,14)			
	Resid(4)	0,00(0,99)				1,45(0,14)			
	GARCH(1)	0,57(0,56)				0,73(0,46)			

APÊNDICE C

**Apêndice - Transmissão de Risco -
MGARCH-BEKK, DCC, t-Copulas**

Which information matters to Market risk spreading in Brazil? Volatility transmission modeling using MGARH-BEKK, DCC, t-COPULAS



Thank you for spreading the word about EcoMod Network.

[View](#)[Edit](#)

Conference: [EcoMod2017](#)

Co-Authors (if any):

Sinézio Fernandes Maia

Diego Pita de Jesus

Abstract

Primary topic: Finance

Secondary topic: Macroeconometric modeling

Rationale and Objective:

This paper aims to test the volatility characteristics and transmission relationship among Brazil and USA stock markets. The strongly linked relationship of capital flows from developed to emerging markets is of interest of portfolio managers with implications about diversification. Moreover, the sample period studied - that goes from December of 2014 to December of 2016-, present some challenges to managers due to the difficulties to distinguish the relevant flow of information (local or transmission). In that period occurred in Brazil presidential elections, impeachment and corruption scandals. Meanwhile, the Brexit and presidential elections in USA promoted some noises in international markets.

Modeling approach and Methodology:

The sample period is from December of 2014 to December 2016. The database used are daily frequency prices of the Brazilian stock market's index Bovespa and the Americans' index is S&P 500. Garch Family models (ARCH, GARCH, EGARCH, TGARCH) were used to understand the idiosyncratic characteristics of volatility dynamics in these markets. Moreover, this study used Bivariate MGARCH - BEKK modelling to investigate the spillover effect between markets.

Studied country: Brazil

Preliminary / Expected results:

The preliminary results show evidences that these financial series fits well in time varying variance models. Additionally, the Brazilian market is characterized as less efficient than the USA market. Whereas, is more persistent with shocks in volatility lasting more to vanish.

Accept as working paper: Not accepted as working paper

Full paper:



(pdf - 957.95 KB)

Submitted for:

Web presentation

Approval

Paper status:

Approved

Published:

Published



CERTIFICADO

Certificamos que Felipe Araujo de Oliveira apresentou o artigo intitulado “VOLATILITY TRANSMISSION MODELLING USING MGARCH-BEKK, DCC, t-COPULAS: WHICH INFORMATION MATTERS TO MARKET RISK SPREADING IN BRAZIL?”, na sessão Derivatives and Risk IV, no XVII Encontro Brasileiro de Finanças, realizado na Universidade Católica de Brasília, de 20 a 22 de julho de 2017.

Brasília, 22 de julho de 2017.



José Fajardo Barbachan
Presidente

Sociedade Brasileira de Finanças



30 DE JULHO A 03 DE AGOSTO DE 2017
UNIVERSIDADE FEDERAL DE SANTA MARIA - RS

CERTIFICADO

Certificamos que

FELIPE ARAUJO OLIVEIRA

Apresentou o trabalho **“VOLATILITY TRANSMISSION BETWEEN BRAZIL, COMMODITIES AND AMERICAN MARKET: WHICH INFORMATION MATTERS TO MARKET RISK SPREADING TO IN BRAZIL?”**, de autoria de **FELIPE ARAUJO OLIVEIRA; SINEZIO FERNANDES MAIA**, em **APRESENTAÇÃO ORAL**, no **“GRUPO 01. COMERCIALIZAÇÃO, MERCADOS E PREÇOS”**, no 55º Congresso da Sociedade Brasileira de Economia, Administração e Sociologia Rural - SOBER, evento realizado no período de 30 de julho a 03 de agosto de 2017, na Universidade Federal de Santa Maria, em Santa Maria - RS.


Marcelo José Braga (UFV)
Presidente - SOBER


Janaina Balk Brandão (UFSC)
Presidente da Comissão Local


João Ricardo Ferreira de Lima (Embrapa)
Coordenador Científico

Realização

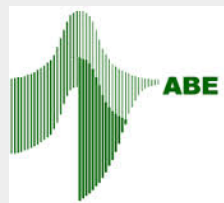


Organização

Apoio Acadêmico

Apoio

Patrocínio



Comprovante de Aceite de Trabalho

Ilmo(s) Sr(s)

Felipe Araújo de Oliveira , Sinézio Fernandes Maia , Diego Pitta de Jesus.

É com satisfação que comunicamos que seu trabalho intitulado "*VOLATILITY TRANSMISSION BETWEEN BRAZIL, COMMODITIES AND AMERICAN MARKET USING MGARCH-BEKK, DCC, t-COPULAS MODELLING: WHICH INFORMATION MATTERS TO MARKET RISK SPREADING IN BRAZIL?*" foi aceito para apresentação na categoria Oral na sessão do evento XVII ESTE - Escola de Séries Temporais e Econometria, São Carlos 13 a 16 de agosto 2017 que será realizado em Hotel Anacã, São Carlos. Os horários e instruções para a apresentação serão divulgados na homepage do evento oportunamente. Caso o apresentador do trabalho ainda não tenha pago sua inscrição no evento teste para comprovante, solicitamos que o faça com a maior brevidade.

Atenciosamente

Comissão Organizadora

Este é um documento autenticado eletronicamente.
Para verificar sua autenticidade, acesse:
http://www.redeabe.org.br/este2017/pagamentos/verificar_comprovante
e insira o código abaixo:
de2b5aa20d4f31e86ea78cf29d83f8cedc2832fc



Associação Brasileira de Estatística

CNPJ: 56572456/0001-80

Caixa Postal 66281

05315-970 São Paulo/SP.

Em 22/09/2016

Prezado(a) FELIPE ARAUJO DE OLIVEIRA

Temos a satisfação de comunicar que o trabalho indicado abaixo foi aceito para apresentação no 45º Encontro Nacional de Economia:

Título do trabalho: "WHICH INFORMATION MATTERS TO MARKET RISK SPREADING IN BRAZIL? VOLATILITY TRANSMISSION MODELLING USING MGARCH-BEKK, DCC, T-COPULAS"

Autor(es):

FELIPE ARAUJO DE OLIVEIRA
SINÉZIO FERNANDES MAIA
CÁSSIO DA NÓBREGA BESARRIA
DIEGO PITTA DE JESUS


O Encontro será realizado no período de 12 à 15 de dezembro de 2017 no Centro de convenções do Hotel SERHS NATAL, em Natal/RN

Maiores informações a respeito do Encontro estarão disponíveis no site www.anpec.org.br. Lembramos que os apresentadores de trabalhos também deverão fazer sua inscrição no evento, pagando a respectiva taxa. A inscrição deverá ser feita por meio de formulário online que estará disponível entre 19/10 e 30/11 no site da ANPEC.

Atenção: Para trabalhos em co-autoria solicitamos a gentileza de informar a Secretaria da ANPEC (anpec@anpec.org.br), com a máxima brevidade possível, o nome do autor que será o apresentador do trabalho.

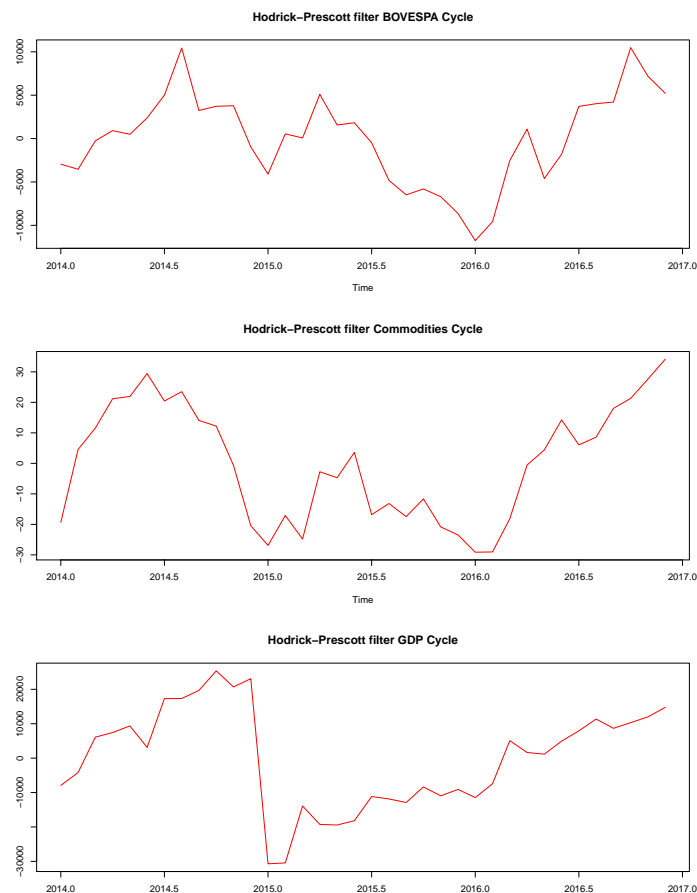
Na certeza de que a sua valiosa participação em muito contribuirá para o sucesso do nosso Encontro, agradecemos antecipadamente.

Atenciosamente,



Prof. Maurício Vaz Lobo Bittencourt
Secretário Executivo da ANPEC

Figura C.1: Híato do Produto, Índice CRB e IBovespa - Desvio Mensal (2014-2016)



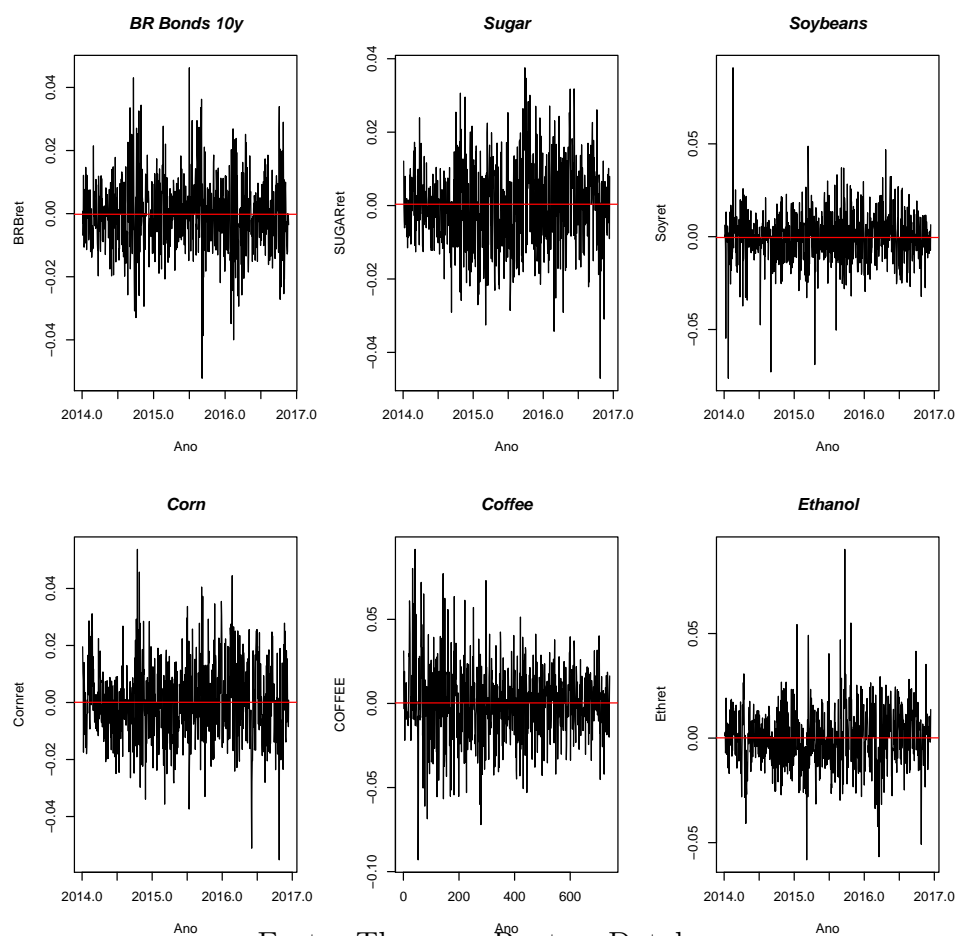
Fonte: Dados do IPEADATA e da Thomson Reuters Database. Nota: Todas as variáveis estão em periodicidade mensal, em desvio calculado pelo filtro Hodrick-Prescott com $\lambda=14.400$

Tabela C.1: Teste de Autocorrelação serial multivariado - BEKK(1,1)

Pormanteau Test		
	m=5	m=10
S&P500	2.54(0.76)	7.62(0.66)
Gold	10.33(0.06)	15.56(0.74)
Iron	0.10(0.99)	0.02(0.88)
Brent	5.55(0.35)	10.75(0.37)
Copper	9.01(0.10)	16.18(0.70)
CDS5y	97.67(0.00)	116.56(0.00)
BR Bonds10y	70.21(0.00)	26.10(0.00)
US Bonds10y	2.26(0.81)	-0.0259
Corn	72.30(0.00)	124.19(0.00)
Sugar	-	-
Soybeans	3.57(0.61)	4.72(0.90)
Coffee	5.14(0.39)	10.52(0.39)
Ethanol	54.30(0.00)	84.91(0.00)

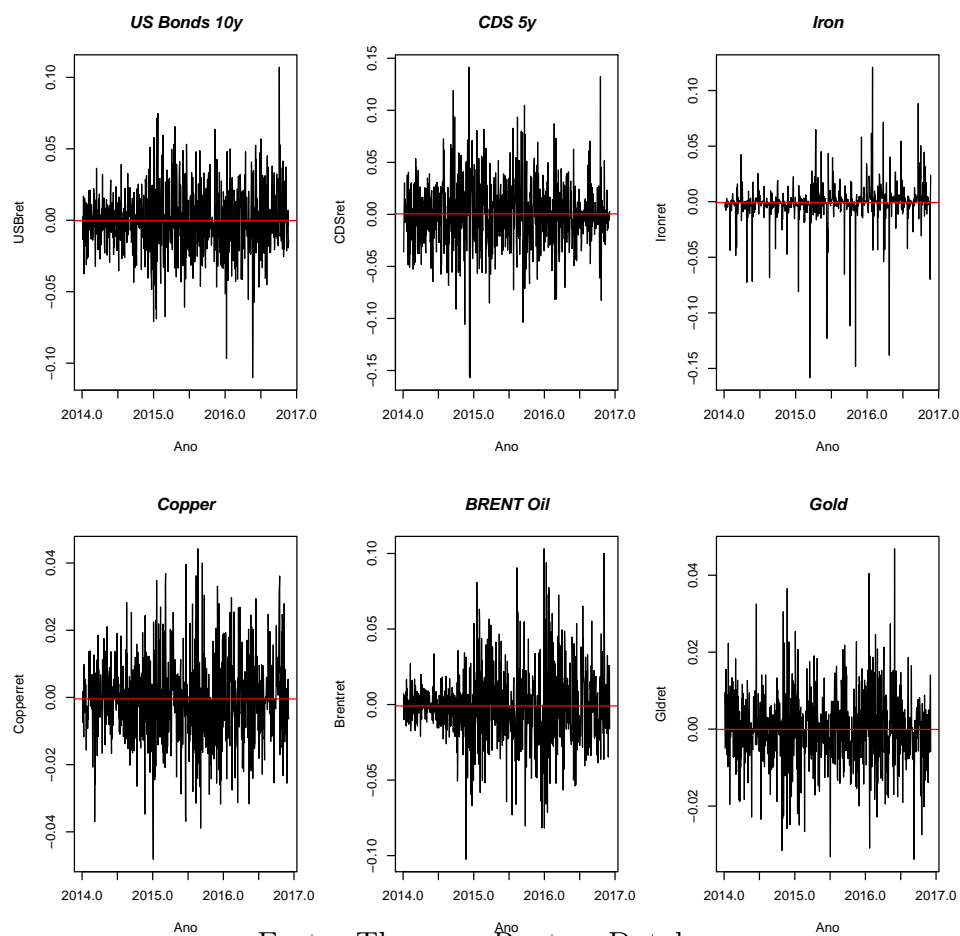
Nota: Os parâmetros estimados, são seguidos por (.), que é o p-valor. A hipótese nula é de não rejeição da significância dos parâmetros.

Figura C.2: Séries de retornos de BR Bonds e Commodities Agrícolas Período: jan/2014 to dez/2016



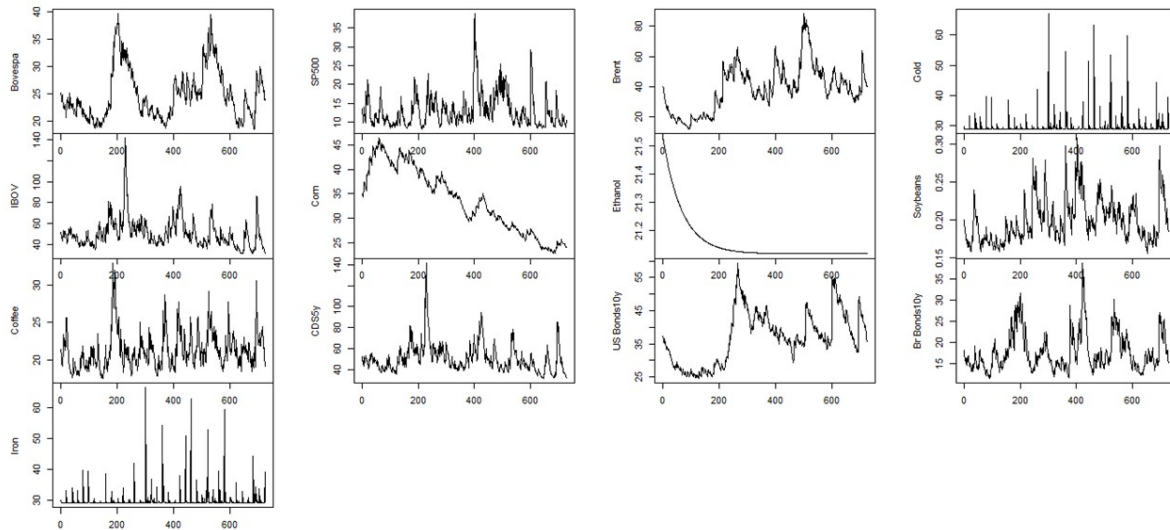
Fonte: Thomson Reuters Database

Figura C.3: Séries de retornos de US Bonds, CDS e Metais - Período: jan/2014 to dec/2016



Fonte: Thomson Reuters Database

Figura C.4: Volatilidades ARMA(1,1)-GARCH(1,1) - Período: jan/2014 to dec/2016



Fonte: Thomson Reuters Database

Referências Bibliográficas

- ABRANCHES, S. Presidencialismo de coalizão: o dilema institucional brasileiro. *Dados*, Iuperj Rio de Janeiro, v. 31, n. 1, p. 5–38, 1988.
- AHMADI, M.; BEHMIRI, N. B.; MANERA, M. How is volatility in commodity markets linked to oil price shocks? *Energy Economics*, Elsevier, v. 59, p. 11–23, 2016.
- ALESINA, A. et al. *The Effects of Fiscal Consolidations: Theory and Evidence*. [S.l.], 2017.
- ALEXANDER, C. *Value-at-risk models*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.
- ALEXANDER, C.; SARABIA, J. M. Quantile uncertainty and value-at-risk model risk. *Risk Analysis*, Wiley Online Library, v. 32, n. 8, p. 1293–1308, 2012.
- ALMEIDA, M. et al. O ajuste inevitável. *Folha de São Paulo*, 2015.
- ALMEIDA, M.; SALTO, F. *Finanças públicas*. [S.l.]: Editora Record, 2016.
- ALOTAIBI, A. R.; MISHRA, A. V. Global and regional volatility spillovers to gcc stock markets. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 45, p. 38–49, 2015.
- AMORIM, R. *Depois da Tempestade*. [S.l.]: Pratta, 2016.
- ARAÚJO, J. M.; BESARRIA, C. da N. Relações de dominância entre as políticas fiscal e monetária: uma análise para economia brasileira no período de 2003 a 2009. *Revista de Economia*, v. 40, n. 1, 2014.
- ARTZNER, P. et al. Coherent measures of risk. *Mathematical finance*, Wiley Online Library, v. 9, n. 3, p. 203–228, 1999.
- AUERBACH, A. J.; GORODNICHENKO, Y. Fiscal multipliers in recession and expansion. In: *Fiscal Policy after the Financial crisis*. [S.l.]: University of Chicago press, 2012. p. 63–98.
- AZIZI, K. et al. *Are No-Ponzi Game and Transversality Conditions Relevant for Public Debt? A Keynesian Appraisal*. [S.l.], 2012.
- BADIA, M. M. M. *Fiscal Monitor, October 2016: Debt: Use It Wisely*. [S.l.]: International Monetary Fund, 2016.

- BAI, J.; PERRON, P. Estimating and testing linear models with multiple structural changes. *Econometrica*, JSTOR, p. 47–78, 1998.
- BAI, J.; PERRON, P. Computation and analysis of multiple structural change models. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 18, n. 1, p. 1–22, 2003.
- BALCILAR, M.; GUPTA, R.; MILLER, S. M. Regime switching model of us crude oil and stock market prices: 1859 to 2013. *Energy Economics*, Elsevier, v. 49, p. 317–327, 2015.
- BALDI, L.; PERI, M.; VANDONE, D. Stock markets' bubbles burst and volatility spillovers in agricultural commodity markets. *Research in International Business and Finance*, Elsevier, v. 38, p. 277–285, 2016.
- BARRO, R. J. Are government bonds net wealth? *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 82, n. 6, p. 1095–1117, 1974.
- BARRO, R. J. On the determination of the public debt. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 87, n. 5, Part 1, p. 940–971, 1979.
- BARRO, R. J. Rational expectations and macroeconomics in 1984. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 74, n. 2, p. 179–182, 1984.
- BARROSO, J. et al. Realized volatility as an instrument to official intervention. *Banco Central do Brasil Working Paper Series*, v. 363, 2014.
- BARROSO, J. B. R.; SILVA, L. A. P. da; SALES, A. S. Quantitative easing and related capital flows into brazil: measuring its effects and transmission channels through a rigorous counterfactual evaluation. *Journal of International Money and Finance*, Elsevier, v. 67, p. 102–122, 2016.
- BARROSO, J. B. R. et al. *Quantitative Easing and Related Capital Flows into Brazil: measuring its effects and transmission channels through a rigorous counterfactual evaluation*. [S.l.], 2013.
- BARTELS, M.; ZIEGELMANN, F. A. Market risk forecasting for high dimensional portfolios via factor copulas with gas dynamics. *Insurance: Mathematics and Economics*, Elsevier, v. 70, p. 66–79, 2016.
- BATINI, N.; EYRAUD, L.; WEBER, A. *A simple method to compute fiscal multipliers*. [S.l.]: International Monetary Fund, 2014.
- BAUWENS, L.; LAURENT, S. A new class of multivariate skew densities, with application to generalized autoregressive conditional heteroscedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 23, n. 3, p. 346–354, 2005.
- BAUWENS, L.; LAURENT, S.; ROMBOUTS, J. V. Multivariate garch models: a survey. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 21, n. 1, p. 79–109, 2006.

- BECKMANN, J.; CZUDAJ, R. Volatility transmission in agricultural futures markets. *Economic Modelling*, Elsevier, v. 36, p. 541–546, 2014.
- BEKAERT, G.; HODRICK, R. J.; ZHANG, X. International stock return comovements. *The Journal of Finance*, Wiley Online Library, v. 64, n. 6, p. 2591–2626, 2009.
- BLANCHARD, O. *Fiscal dominance and inflation targeting: lessons from Brazil*. [S.l.], 2004.
- BLANCHARD, O.; SUMMERS, L. Rethinking stabilization policy. back to the future. 2017.
- BLANCHARD, O.; WEIL, P. Dynamic efficiency, the riskless rate, and debt ponzi games under uncertainty. *Advances in Macroeconomics*, v. 1, n. 2, 2001.
- BLOOM, N. The impact of uncertainty shocks. *econometrica*, Wiley Online Library, v. 77, n. 3, p. 623–685, 2009.
- BOHN, H. The sustainability of budget deficits in a stochastic economy. *Journal of Money, Credit and Banking*, JSTOR, v. 27, n. 1, p. 257–271, 1995.
- BOHN, H. The behavior of us public debt and deficits. *the Quarterly Journal of economics*, Oxford University Press, v. 113, n. 3, p. 949–963, 1998.
- BOHN, H. The sustainability of fiscal policy in the united states. 2005.
- BOHN, H. Are stationarity and cointegration restrictions really necessary for the intertemporal budget constraint? *Journal of monetary Economics*, Elsevier, v. 54, n. 7, p. 1837–1847, 2007.
- BOLDANOV, R.; DEGIANNAKIS, S.; FILIS, G. Time-varying correlation between oil and stock market volatilities: Evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *International Review of Financial Analysis*, Elsevier, v. 48, p. 209–220, 2016.
- BOLLE, M. de. Brazil needs to abandon inflation targeting and yield to fiscal dominance. *Peterson Institute for International Economics*, 2015.
- BOLLERSLEV, T. Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, Elsevier, v. 31, n. 3, p. 307–327, 1986.
- BOLLERSLEV, T. Modelling the coherence in short-run nominal exchange rates: a multivariate generalized arch model. *The review of economics and statistics*, JSTOR, p. 498–505, 1990.
- BOLLERSLEV, T.; ENGLE, R. F.; WOOLDRIDGE, J. M. A capital asset pricing model with time-varying covariances. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 96, n. 1, p. 116–131, 1988.

BONELLI. Visões: Brasil e china. *Revista Conjuntura Econômica*, v. 67, n. 11, p. 22–23, 2016.

BONIZZI, B. Institutional investors' allocation to emerging markets: A panel approach to asset demand. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Elsevier, 2016.

BRANSON, W. H. Macroeconomic theory and policy. Harper & Row, 1972.

BROADSTOCK, D. C.; CAO, H.; ZHANG, D. Oil shocks and their impact on energy related stocks in china. *Energy Economics*, Elsevier, v. 34, n. 6, p. 1888–1895, 2012.

BROADSTOCK, D. C.; FILIS, G. Oil price shocks and stock market returns: New evidence from the united states and china. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Elsevier, v. 33, p. 417–433, 2014.

BUENO, R. d. S. *Econometria de Séries Temporais*. São Paulo: Cengage Learning, 2015. [S.l.], 2015.

CALVO, S. G.; REINHART, C. M. Capital flows to latin america: is there evidence of contagion effects? 1996.

CAMPBELL, R.; HUISMAN, R.; KOEDIJK, K. Optimal portfolio selection in a value-at-risk framework. *Journal of Banking & Finance*, Elsevier, v. 25, n. 9, p. 1789–1804, 2001.

CAMPBELL, S. *A Review of Backtesting and Backtesting Procedures*. Federal Reserve Board, Washington, 2005. 2005.

CARDONA, L.; GUTIÉRREZ, M.; AGUDELO, D. A. Volatility transmission between us and latin american stock markets: Testing the decoupling hypothesis. *Research in International Business and Finance*, Elsevier, v. 39, p. 115–127, 2017.

CAVALERI, R. Combinação de previsões aplicada à volatilidade. 2008.

CHAINED, M. Testando a hipótese de contágio entre o índice bovespa e o s&p500 ao longo da crise de 2008 com modelos multivariados de volatilidade. *Revista de Economia e Administração*, v. 10, n. 2, 2011.

CHICOLI, R. D. S. *Sustentabilidade da dívida pública brasileira: uma análise sob diversos conceitos de superávit primário e endividamento*. Tese (Doutorado) — Universidade de São Paulo, 2016.

CHRISTOFFERSEN, P. et al. Is the potential for international diversification disappearing? 2011.

CHRISTOFFERSEN, P. F. Evaluating interval forecasts. *International economic review*, JSTOR, p. 841–862, 1998.

CHRISTOFFERSEN, P. F.; DIEBOLD, F. X. How relevant is volatility forecasting for financial risk management? *Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 82, n. 1, p. 12–22, 2000.

COCHRANE, J. H. Determinacy and identification with taylor rules. *Journal of Political economy*, University of Chicago Press Chicago, IL, v. 119, n. 3, p. 565–615, 2011.

COMMITTEE on B. S. B. *Amendment to the capital accord to incorporate market risks*. [S.l.]: Bank for International Settlements, 1996.

CORREIA, F. M. *ENSAIOS EM DÉFICITS PÚBLICOS*. Tese (Doutorado) — Universidade Federal do Paraná, 2008.

COSTA, C. E. E. L. da. Sustentabilidade da dívida pública. In: _____. *Dívida Pública: a experiência brasileira*. [S.l.]: Banco Mundial, 2009.

CREAL, D.; KOOPMAN, S. J.; LUCAS, A. Generalized autoregressive score models with applications. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 28, n. 5, p. 777–795, 2013.

D'ABADIA, B. M. *Teste para existência de dominância fiscal no Brasil entre 2011 e 2015*. Tese (Doutorado), 2016.

DANIELSSON, J. The appropriate use of risk models: Part i. *CERP's Policy Portal*, VOX, 2011.

DANIELSSON, J. *Financial risk forecasting: the theory and practice of forecasting market risk with implementation in R and Matlab*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2011. v. 588.

DANIELSSON, J. et al. Model risk of risk models. *Journal of Financial Stability*, Elsevier, v. 23, p. 79–91, 2016.

DANIELSSON, J.; VALENZUELA, M.; ZER, I. Learning from history: volatility and financial crises. 2016.

DIAMOND, P. A. National debt in a neoclassical growth model. *The American Economic Review*, JSTOR, v. 55, n. 5, p. 1126–1150, 1965.

DOBROW, R. P. *Introduction to Stochastic Processes with R*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2016.

DORNBUSCH, R.; EDWARDS, S. The macroeconomics of populism. In: *The macroeconomics of populism in Latin America*. [S.l.]: University of Chicago Press, 1991. p. 7–13.

DORNBUSCH, R.; PARK, Y. C.; CLAESSENS, S. Contagion: How it spreads and how it can be stopped. *World Bank Research Observer*, Citeseer, v. 15, n. 2, p. 177–197, 2000.

- DRAKOS, A. A.; KOURETAS, G. P.; ZARANGAS, L. Predicting conditional autoregressive value-at-risk for stock markets during tranquil and turbulent periods. *Journal of Financial Risk Management*, Scientific Research Publishing, v. 4, n. 03, p. 168, 2015.
- ENDERS, W. Applied econometric time series, by walter. *Technometrics*, v. 46, n. 2, p. 264, 2004.
- ENGLE, R. Dynamic conditional correlation: A simple class of multivariate generalized autoregressive conditional heteroskedasticity models. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 20, n. 3, p. 339–350, 2002.
- ENGLE, R. F. Autoregressive conditional heteroscedasticity with estimates of the variance of united kingdom inflation. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 987–1007, 1982.
- ENGLE, R. F.; BOLLERSLEV, T. Modelling the persistence of conditional variances. *Econometric reviews*, Taylor & Francis, v. 5, n. 1, p. 1–50, 1986.
- ENGLE, R. F.; GRANGER, C. W. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing. *Econometrica: journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 251–276, 1987.
- ENGLE, R. F.; ITO, T.; LIN, W.-L. *Meteor showers or heat waves? Heteroskedastic intra-daily volatility in the foreign exchange market*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1988.
- ENGLE, R. F.; KRONER, K. F. Multivariate simultaneous generalized arch. *Econometric theory*, Cambridge Univ Press, v. 11, n. 01, p. 122–150, 1995.
- ENGLE, R. F.; PATTON, A. J. et al. What good is a volatility model. *Quantitative finance*, Taylor & Francis, v. 1, n. 2, p. 237–245, 2001.
- FERREIRA, D. The time-(in) variant interplay of government spending and private consumption in brazil. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 19, n. 3, p. 429–454, 2015.
- FERREIRA, D. M. et al. O efeito contágio da crise do subprime no mercado acionário brasileiro. Universidade Federal de Viçosa, 2012.
- FORBES, K. J.; RIGOBON, R. No contagion, only interdependence: measuring stock market comovements. *The journal of Finance*, Wiley Online Library, v. 57, n. 5, p. 2223–2261, 2002.
- FRANCO, G. H. B. *O desafio brasileiro: ensaios sobre desenvolvimento, globalização e moeda*. [S.l.]: Editora 34, 1996.
- FRANCQ, C.; ZAKOIAN, J.-M. *GARCH models: structure, statistical inference and financial applications*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2011.

- FRIEDMAN, M.; SAVAGE, L. J. The utility analysis of choices involving risk. *Journal of political Economy*, The University of Chicago Press, v. 56, n. 4, p. 279–304, 1948.
- FRIEDMAN, M.; SAVAGE, L. J. The expected-utility hypothesis and the measurability of utility. *Journal of Political Economy*, The University of Chicago Press, v. 60, n. 6, p. 463–474, 1952.
- FROOT, K. A.; DONOHUE, J. T. The persistence of emerging market equity flows. *Emerging Markets Review*, Elsevier, v. 3, n. 4, p. 338–364, 2002.
- GAIO, L. E. et al. Value-at-risk in times of crisis: An analysis in the brazilian market. *African Journal of Business Management*, Academic Journals, v. 9, n. 5, p. 223, 2015.
- GARBER, G.; KOYAMA, S. M. Policy-effective financial knowledge and attitude factors. Centro de Estudos em Finanças (GVcef), 2016.
- GHALANOS, A. Univariate garch models. *R vignette of the R-package RuGARCH*, 2014.
- GHIANI, G.; GILLMAN, M.; KEJAK, M. A general theory of employment, interest and money: with msiah vecm markov-switching evidence. 2014.
- GIAMBIAGI, F.; SCHWARTSMAN, A. *Complacência: entenda por que o Brasil cresce menos do que pode*. [S.l.]: Campus, 2014.
- GLOBO, O. O nome da carta. *Estad. o*, São Paulo, dec 2014.
- GLOBO, O. Governo entrega orçamento com déficit de r\$ 30,5 bilhões e previsão de 0.2% no crescimento do pib. *O Globo*, dec 2015.
- GOZGOR, G.; LAU, C. K. M.; BILGIN, M. H. Commodity markets volatility transmission: Roles of risk perceptions and uncertainty in financial markets. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Elsevier, v. 44, p. 35–45, 2016.
- GUNES, D. *Understanding Carry Trade Risks using Bayesian Methods: A Comparison with Other Portfolio Risks from Currency, Commodity and Stock Markets*. Tese (Doutorado) — Citeseer, 2012.
- HAKKIO, C. S.; RUSH, M. Is the budget deficit “too large?”. *Economic inquiry*, Wiley Online Library, v. 29, n. 3, p. 429–445, 1991.
- HAMILTON, J. D. Rational-expectations econometric analysis of changes in regime: An investigation of the term structure of interest rates. *Journal of Economic Dynamics and Control*, Elsevier, v. 12, n. 2-3, p. 385–423, 1988.
- HAMILTON, J. D.; FLAVIN, M. *On the limitations of government borrowing: A framework for empirical testing*. [S.l.]: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA, 1985.

HAMMOUDEH, S. et al. The dynamics of brics's country risk ratings and domestic stock markets, us stock market and oil price. *Mathematics and Computers in Simulation*, Elsevier, v. 94, p. 277–294, 2013.

HANSEN, L. P.; SARGENT, T. J. *Uncertainty within economic models*. [S.l.]: World Scientific, 2014.

HAUGOM, E.; ULLRICH, C. J. Forecasting spot price volatility using the short-term forward curve. *Energy Economics*, Elsevier, v. 34, n. 6, p. 1826–1833, 2012.

HE, Z.; KRISHNAMURTHY, A.; MILBRADT, K. What makes us government bonds safe assets? *The American Economic Review*, American Economic Association, v. 106, n. 5, p. 519–523, 2016.

HINDRIKS, J.; MYLES, G. D. *Intermediate public economics*. [S.l.]: MIT press, 2013.

HSIEH, M.-F. et al. Evidence of herding and positive feedback trading for mutual funds in emerging asian countries. *Quantitative Finance*, Taylor & Francis, v. 11, n. 3, p. 423–435, 2011.

HULL, J. C. *Options, futures, and other derivatives*. [S.l.]: Pearson Education India, 2006.

IBRAGIMOV, R.; JAFFEE, D.; WALDEN, J. Diversification disasters. *Journal of financial economics*, Elsevier, v. 99, n. 2, p. 333–348, 2011.

JESUS, C. S. d. Política fiscal e estabilidade macroeconômica. 2014.

JOHANSEN, S. Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in gaussian vector autoregressive models. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1551–1580, 1991.

JORION, P. *Value at risk*. [S.l.]: McGraw-Hill, New York, 1997.

JUNIOR, K. M. Há dominância fiscal na economia brasileira? uma análise empírica para o período do governo lula. *Indicadores Econômicos FEE*, v. 38, n. 1, 2010.

KELLY, B.; PÁSTOR, L.; VERONESI, P. The price of political uncertainty: Theory and evidence from the option market. *The Journal of Finance*, Wiley Online Library, v. 71, n. 5, p. 2417–2480, 2016.

KEYNES, J. M. *General theory of employment, interest and money*. [S.l.]: Atlantic Publishers & Dist, 2016.

KRISTJANPOLLER, W.; MINUTOLO, M. C. Gold price volatility: A forecasting approach using the artificial neural network–garch model. *Expert Systems with Applications*, Elsevier, v. 42, n. 20, p. 7245–7251, 2015.

- KROLZIG, H.-M. *Markov-switching vector autoregressions: Modelling, statistical inference, and application to business cycle analysis*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2013. v. 454.
- KROLZIG, H.-M.; MARCELLINO, M.; MIZON, G. E. A markov-switching vector equilibrium correction model of the uk labour market. In: *Advances in Markov-Switching Models*. [S.l.]: Springer, 2002. p. 91–112.
- KUESTER, K.; MITTNIK, S.; PAOLELLA, M. S. Value-at-risk prediction: A comparison of alternative strategies. *Journal of Financial Econometrics*, Oxford Univ Press, v. 4, n. 1, p. 53–89, 2006.
- KUPIEC, P. H. Techniques for verifying the accuracy of risk measurement models. *The journal of Derivatives*, Institutional Investor Journals, v. 3, n. 2, p. 73–84, 1995.
- LEE, J.; STRAZICICH, M. C. Minimum lagrange multiplier unit root test with two structural breaks. *The Review of Economics and Statistics*, MIT Press, v. 85, n. 4, p. 1082–1089, 2003.
- LEE, T.-H.; LONG, X. Copula-based multivariate garch model with uncorrelated dependent errors. *Journal of Econometrics*, Elsevier, v. 150, n. 2, p. 207–218, 2009.
- LEEPER, E. M. *Fiscal limits and monetary policy*. [S.l.], 2013.
- LI, D.; PHILLIPS, P. C.; GAO, J. Kernel-based inference in time-varying coefficient cointegrating regression. 2017.
- LINTNER, J. The valuation of risk assets and the selection of risky investments in stock portfolios and capital budgets. *The review of economics and statistics*, JSTOR, p. 13–37, 1965.
- LIU, T.; HAMMOUDEH, S.; THOMPSON, M. A. A momentum threshold model of stock prices and country risk ratings: Evidence from brics countries. *Journal of International Financial Markets, Institutions and Money*, Elsevier, v. 27, p. 99–112, 2013.
- LONGIN, F.; SOLNIK, B. Is the correlation in international equity returns constant: 1960–1990? *Journal of international money and finance*, Elsevier, v. 14, n. 1, p. 3–26, 1995.
- LOYO, E. Tight money paradox on the loose: a fiscalist hyperinflation. *manuscript, Harvard University*, 1999.
- LUCAS, R. E. Econometric policy evaluation: A critique. In: ELSEVIER. *Carnegie-Rochester conference series on public policy*. [S.l.], 1976. v. 1, p. 19–46.
- LUPORINI, V. Sustainability of brazilian fiscal policy, once again: corrective policy response over time. *Estudos Econômicos (São Paulo)*, SciELO Brasil, v. 45, n. 2, p. 437–458, 2015.

- LÜTKEPOHL, H. *New introduction to multiple time series analysis*. [S.l.]: Springer Science & Business Media, 2005.
- MABROUK, S. Forecasting daily conditional volatility and h-step-ahead short and long value-at-risk accuracy: Evidence from financial data. *The Journal of Finance and Data Science*, Elsevier, v. 2, n. 2, p. 136–151, 2016.
- MAIA, S. F. Modelos de vetores autoregressivos: uma nota introdutória. *Texto para discussão*, n. 60, 2002.
- MAKRIDAKIS, S.; WHEELWRIGHT, S. C.; HYNDMAN, R. J. *Forecasting methods and applications*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2008.
- MANDELBROT, B. The variation of certain speculative prices. *The Journal of Business*, v. 36, n. 4, p. 394–419, 1963.
- MARÇAL, E. F.; PEREIRA, P. L. V. Testing the hypothesis of contagion using multivariate volatility models. 2009.
- MARKOWITZ, H. Portfolio selection. *The journal of finance*, Wiley Online Library, v. 7, n. 1, p. 77–91, 1952.
- MENDES, M. *Por que o Brasil cresce pouco?: desigualdade, democracia e baixo crescimento no país do futuro*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2015. v. 1.
- MORAES, M. L. B. d. *Efeitos dos choques de políticas monetária e fiscal sobre as expectativas de inflação no Brasil*. Tese (Doutorado), 2016.
- MORETTIN, P. A. Econometria financeira. *Um curso em séries temporais*, 2008.
- MOSSIN, J. Equilibrium in a capital asset market. *Econometrica: Journal of the econometric society*, JSTOR, p. 768–783, 1966.
- NELSON, D. B. Conditional heteroskedasticity in asset returns: A new approach. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 347–370, 1991.
- NOBREGA, W. C. L. et al. Interação entre a política fiscal e monetária: uma análise sobre o regime de dominância vigente na economia brasileira. Universidade Federal da Paraíba, 2016.
- OH, D. H.; PATTON, A. J. Time-varying systemic risk: Evidence from a dynamic copula model of cds spreads. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, p. 1–15, 2017.
- OLIVEIRA, J. C.; OREIRO, J. L. Política fiscal e dívida pública. 2005.
- OLSON, M. *The logic of collective action*. [S.l.]: Harvard University Press, 2009. v. 124.

ORAIR, R.; SIQUEIRA, F.; GOBETTI, S. Política fiscal e ciclo econômico: uma análise baseada em multiplicadores do gasto público. *XXI Prêmio do Tesouro Nacional*, 2016.

ORAIR, R. O.; GOBETTI, S. W. Brazilian fiscal policy in perspective. 2017.

PÁSTOR, L.; VERONESI, P. Political uncertainty and risk premia. *Journal of Financial Economics*, Elsevier, v. 110, n. 3, p. 520–545, 2013.

PASTOR, L.; VERONESI, P. *Political cycles and stock returns*. [S.l.], 2017.

PASTORE, A.; GAZZANO, M.; PINOTTI, M. *Inflação e Crises: o papel da moeda*. [S.l.]: Elsevier Brasil, 2014. v. 1.

PASTORE, A. C. Reforma monetária, inércia e estabilização. *Estabilidade e crescimento: Os desafios do Real*, José Olympo Editora, Rio de Janeiro, p. 29–46, 1994.

PATTON, A. J. Estimation of multivariate models for time series of possibly different lengths. *Journal of applied econometrics*, Wiley Online Library, v. 21, n. 2, p. 147–173, 2006.

PATTON, A. J. Copula-based models for financial time series. In: *Handbook of financial time series*. [S.l.]: Springer, 2009. p. 767–785.

PAZARBASIOGLU-DUTZ, C. et al. Brazil financial intermediation costs and credit allocation. World Bank, Washington, DC, 2017.

PEDRAS, G. B. V. História da dívida pública no brasil: de 1964 até os dias atuais. In: _____. *Dívida Pública: a experiência brasileira*. [S.l.]: Banco Mundial, 2009.

PERRON, P. The great crash, the oil price shock, and the unit root hypothesis. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1361–1401, 1989.

PESSOA. Visões: Brasil e china. *Revista Conjuntura Econômica*, v. 67, n. 11, p. 22–23, 2016.

PIRES, M. C. d. C. Política fiscal e ciclos econômicos no brasil. *Economia Aplicada*, SciELO Brasil, v. 18, n. 1, p. 69–90, 2014.

RAPAZZA, K. Why post-impeachment buzz might not last in brazil. *Forbes*, apr 2016.

RESENDE, P. A. A. Estimção de ordem em modelos ar, arch e bekk-garch usando o critério edc. 2015.

RIGHI, M. B.; CERETTA, P. S. Efeito da crise de 2007/2008 na transmissão internacional de volatilidade no mercado de capitais brasileiro. *Revista Eletrônica de Administração*, v. 19, n. 2, p. 384–400, 2013.

ROBERT, C. P. *Monte carlo methods*. [S.l.]: Wiley Online Library, 2004.

SAMUELSON, P. A. An exact consumption-loan model of interest with or without the social contrivance of money. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 66, n. 6, p. 467–482, 1958.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. "rational" expectations, the optimal monetary instrument, and the optimal money supply rule. *Journal of political economy*, The University of Chicago Press, v. 83, n. 2, p. 241–254, 1975.

SARGENT, T. J.; WALLACE, N. et al. Some unpleasant monetarist arithmetic. *Federal reserve bank of minneapolis quarterly review*, v. 5, n. 3, p. 1–17, 1981.

SERMPINIS, G. et al. Modeling, forecasting and trading the eur exchange rates with hybrid rolling genetic algorithms—support vector regression forecast combinations. *European Journal of Operational Research*, Elsevier, v. 247, n. 3, p. 831–846, 2015.

SHARPE, W. F. Capital asset prices: A theory of market equilibrium under conditions of risk. *The journal of finance*, Wiley Online Library, v. 19, n. 3, p. 425–442, 1964.

SILVA, R. d.; GAMBOA, U. R. d. Regime fiscal e sustentabilidade da dívida pública brasileira—1986 a 2006. *Revista Gestão & Políticas Públicas*, v. 1, n. 1, 2011.

SIMONASSI, A. G.; ARRAES, R. A.; SENA, A. M. C. de. Fiscal reaction under endogenous structural changes in brazil. *EconomiA*, Elsevier, v. 15, n. 1, p. 68–81, 2014.

SIMONSEN, M. H.; CYSNE, R. P. *Macroeconomia*. [S.l.]: Atlas, 1995.

SIMS, C. A. Macroeconomics and reality. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, JSTOR, p. 1–48, 1980.

SIMS, C. A. Fiscal foundations of price stability in open economies. 1997.

SIMS, C. A. et al. Are forecasting models usable for policy analysis? *Federal Reserve Bank of Minneapolis Quarterly Review*, v. 10, n. 1, p. 2–16, 1986.

SKLAR, M. *Fonctions de répartition à n dimensions et leurs marges*. [S.l.]: Université Paris 8, 1959.

SMITH, G. W.; ZIN, S. E. Persistent deficits and the market value of government debt. *Journal of Applied Econometrics*, Wiley Online Library, v. 6, n. 1, p. 31–44, 1991.

SOLNIK, B. H. Why not diversify internationally rather than domestically? *Financial analysts journal*, CFA Institute, v. 51, n. 1, p. 89–94, 1995.

SOUZA, E. T. d. C. et al. Os efeitos da interação entre as políticas fiscal e monetária sobre variáveis macroeconômicas da economia brasileira. Universidade Federal de Juiz de Fora (UFJF), 2016.

TREHAN, B.; WALSH, C. E. Testing intertemporal budget constraints: Theory and applications to us federal budget and current account deficits. *Journal of Money, Credit and banking*, JSTOR, v. 23, n. 2, p. 206–223, 1991.

TSAY, R. S. *Analysis of financial time series*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2005. v. 543.

TSAY, R. S. *Multivariate Time Series Analysis: with R and financial applications*. [S.l.]: John Wiley & Sons, 2013.

TSE, Y. K.; TSUI, A. K. C. A multivariate generalized autoregressive conditional heteroscedasticity model with time-varying correlations. *Journal of Business & Economic Statistics*, Taylor & Francis, v. 20, n. 3, p. 351–362, 2002.

WICHMANN, R. M.; PORTUGAL, M. S. Política fiscal assimétrica: o caso do brasil. *Revista Brasileira de Economia*, SciELO Brasil, v. 67, n. 3, p. 355–378, 2013.

ZAKOIAN, J.-M. Threshold heteroskedastic models. *Journal of Economic Dynamics and control*, Elsevier, v. 18, n. 5, p. 931–955, 1994.

ZIVOT, E.; ANDREWS, D. W. K. Further evidence on the great crash, the oil-price shock, and the unit-root hypothesis. *Journal of business & economic statistics*, Taylor & Francis, v. 20, n. 1, p. 25–44, 2002.

